

Der weiße Fleck - zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes

Möller, Joachim (Ed.); Hohmann, Eckart (Ed.); Huschka, Denis (Ed.)

Veröffentlichungsversion / Published Version
Sammelwerk / collection

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
W. Bertelsmann Verlag

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Möller, J., Hohmann, E., & Huschka, D. (Hrsg.). (2010). *Der weiße Fleck - zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes* (IAB-Bibliothek (Gutachten), 324). Bielefeld: W. Bertelsmann Verlag. <https://doi.org/10.3278/300713w>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Bibliothek

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

324

Der weiße Fleck – zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes

Joachim Möller, Eckart Hohmann, Denis Huschka (Hg.)

Gutachten



Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Bibliothek

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

324

Der weiße Fleck – zur Konzeption und Machbarkeit regionaler Preisindizes

Joachim Möller, Eckart Hohmann, Denis Huschka (Hg.)

Gutachten



Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Dieses E-Book ist auf dem Grünen Weg Open Access erschienen. Es ist lizenziert unter der CC-BY-SA-Lizenz.



Herausgeber der Reihe IAB-Bibliothek: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB), Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-0
■ **Redaktion:** Martina Dorsch, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, 90327 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-32 06, E-Mail: martina.dorsch@iab.de
■ **Gesamtherstellung:** W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld (wbv.de) ■ **Rechte:** Kein Teil dieses Werkes darf ohne vorherige Genehmigung des IAB in irgendeiner Form (unter Verwendung elektronischer Systeme oder als Ausdruck, Fotokopie oder Nutzung eines anderen Vervielfältigungsverfahrens) über den persönlichen Gebrauch hinaus verarbeitet oder verbreitet werden.

© 2010 Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg/
W. Bertelsmann Verlag GmbH & Co. KG, Bielefeld

In der „IAB-Bibliothek“ werden umfangreiche Einzelarbeiten aus dem IAB oder im Auftrag des IAB oder der BA durchgeführte Untersuchungen veröffentlicht. Beiträge, die mit dem Namen des Verfassers gekennzeichnet sind, geben nicht unbedingt die Meinung des IAB bzw. der Bundesagentur für Arbeit wieder.

ISBN 978-3-7639-4018-9 (Print)
ISBN 978-3-7639-4019-6 (E-Book)
ISSN 1865-4096
Best.-Nr. 300713

www.iabshop.de

www.iab.de

Inhalt

Joachim Möller, Eckart Hohmann, Denis Huschka

Einleitung	5
------------------	---

Timm Behrmann, Simon Deml, Stefan Linz

Verwendung von Einzeldaten aus der Verbraucherpreisstatistik für regionale Preisvergleiche	11
---	----

Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey, Martina Schübler

Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen	91
---	----

Bernhard Faller, Christoph Helbach, Andreas Vater, Reiner Braun

Möglichkeiten zur Bildung eines Regionalindex Wohnkosten unter Verwendung von Angebotsdaten	125
--	-----

Peter von der Lippe und Claus Christian Breuer

Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes – Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise	167
--	-----

Berit Stoyanov

Regionale Preisvergleiche – eine Darstellung internationaler Verfahren anhand von fünf Praxisbeispielen	263
--	-----

Thomas Oesch und Markus Schärler

Regionale Preisindizes in der Schweiz – welche Verfahren lassen sich auf Deutschland übertragen?	303
---	-----

Georg Götz, Thomas Krauskopf, Peter Winker

Die Bestimmung regionaler Preisindizes – das Beispiel Österreich	353
--	-----

Rupert Kawka

Die Erhebung von regionalen Preisunterschieden in Deutschland	393
---	-----

*Jan Goebel, Peter Krause, Joachim R. Frick, Markus M. Grabka,
Gert G. Wagner*

Eine exemplarische Anwendung der regionalisierten Preisniveau- Daten des BBSR auf die Einkommensverteilung für die Jahre 2005 bis 2008 – zugleich eine Dokumentation verschiedener Preisniveau-Zeitreihen für das vereinigte Deutschland.....	419
Verzeichnis der Herausgeber	445
Verzeichnis der Autorinnen und Autoren.....	447
Kurzfassungen	453
Abstracts	459

Einleitung

Sowohl vonseiten der Politik als auch vonseiten der Wissenschaft wurde in den letzten Jahren ein dringender Bedarf an statistischen Informationen über regionale bzw. räumliche Preisniveauunterschiede artikuliert. Zu nennen sind unter anderem das Bundesministerium für Arbeit und Soziales, die Gesellschaft für Regionalforschung und der Ausschuss für Regionaltheorie und -politik im Verein für Socialpolitik. Wie der Auskunftsdienst des Statistischen Bundesamtes immer wieder registriert, besteht auch in den Medien und der breiteren Öffentlichkeit ein hohes Interesse an Preisinformationen auf regionaler Ebene. Und nicht zuletzt hat auch das Bundesverfassungsgericht in seiner Entscheidung über die „Ballungsraumzulage für Beamte“ (2 BvR 556/04) vom 6. März 2007 den Gesetzgeber aufgefordert, für eine Beobachtung der Unterschiede in den Lebenshaltungskosten auf räumlicher Ebene Sorge zu tragen.

Auf aggregierter Ebene liegen durch den amtlich erstellten Verbraucherpreisindex monatlich umfassende und detaillierte Informationen über die Preisentwicklung im Zeitablauf vor. Diese ist teilweise auch nach Bundesländern differenziert auswertbar. Besteht die Aufgabe jedoch darin, zu einem gegebenen Zeitpunkt die Unterschiede im Preisniveau zwischen Städten, Wirtschaftsräumen unterhalb der Bundesländer oder auch zwischen Regionstypen wie Großstädten und ländlichen Kreisen zu untersuchen, so sind gegenwärtig in Deutschland – wie in nahezu allen Staaten – weder amtliche Statistiken noch valide nichtamtliche Informationen verfügbar.

Das Fehlen regionalisierbarer Preisstatistiken ist umso bemerkenswerter, weil der Bedarf an räumlich tief gegliederten ökonomischen Analysen ständig ansteigt. Wissenschaftliche Untersuchungen der regionalen Wirtschaftsentwicklung haben in den letzten Jahren weltweit einen erheblichen Bedeutungsgewinn erfahren. Es ist davon auszugehen, dass sich dieser Trend weiter fortsetzen wird, da für unterschiedlichste Planungs- und Entscheidungsvorgänge räumlich differenzierte Aussagen erforderlich sind. Zugleich verbessert sich die Verfügbarkeit von vielen regionalen Indikatoren ständig. So sind etwa Produktions-, Lohn-, Beschäftigungs- und Arbeitslosigkeitsdaten auf Kreis- und teilweise sogar Gemeindeebene vorhanden.

Da eine fundierte ökonomische Analyse eine reale Betrachtung voraussetzt, wird eine adäquate Preisinformation besonders schmerzlich vermisst. Viele relevante Untersuchungen bleiben deshalb unvollständig oder müssen gänzlich unterbleiben. Beispielsweise kann nicht angemessen beurteilt werden, inwieweit das grundgesetzliche Gebot der Gleichwertigkeit von Lebensverhältnissen *de facto* realisiert ist. Hinter gleichen *nominalen* Einkommen können sich erhebliche Un-

terschiede in der *realen* Kaufkraft verbergen, wenn die regionalen Preisniveaus erheblich voneinander abweichen. Umgekehrt könnte es sein, dass sich substantielle nominale Unterschiede in realer Betrachtung als weitaus weniger gravierend herausstellen.

Das Beispiel zeigt die entscheidende Bedeutung von Informationen über regionale Preisunterschiede. Dies gilt auch für die wirtschaftspolitischen Konsequenzen, die aus wissenschaftlichen Studien folgen. So muss eine fundierte regionale Ausgleichspolitik berücksichtigen, inwieweit nominale Unterschiede durch Preisniveaudifferenzen kompensiert oder möglicherweise sogar verstärkt werden. Darüber hinaus ist für viele weitere wirtschafts- und arbeitsmarktpolitische Fragestellungen die Kenntnis regionaler Preisniveaus unabdingbar. Neben Untersuchungen zu regionalen Disparitäten, zur Einkommensverteilung, zur sozialen Ungleichheit und Armut betrifft dies insbesondere auch Studien zur regionalen Arbeitsnachfrage und zum regionalen Arbeitsangebot, zur Lohnbildung, zu Agglomerationsvorteilen, zur innerdeutschen Migration usw.

Auch wenn in den meisten anderen Staaten ähnliche Probleme bestehen, bleibt festzuhalten, dass das Fehlen regionaler Preisinformationen eine gravierende Datenlücke bedeutet, die es unmöglich macht, über rein nominale Größen hinaus reale Unterschiede in ökonomischen Indikatoren zwischen Wirtschaftsräumen oder Regionstypen festzustellen. Es ist somit letztlich keine Frage, *ob* auf den klar artikulierten Datenbedarf reagiert werden soll, sondern *wie* dies auf zweckmäßige Weise geschehen kann.

Der Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD) berät die Bundesregierung und die Regierungen der Länder in Fragen der Erweiterung und Verbesserung der Forschungsdateninfrastruktur für die empirischen Sozial-, Verhaltens- und Wirtschaftswissenschaften. Vor dem Hintergrund der geschilderten Situation erachtete der RatSWD eine Beschäftigung mit dem Thema „Regionale Preisunterschiede“ schon früh als eine zentrale Aufgabe. Dem RatSWD erschien es nach ersten Überlegungen nicht ratsam und ausreichend, eine Wiederholung einer einmaligen Erhebung zu zwischenörtlichen Preisniveauunterschieden zu empfehlen, wie sie vom Statistischen Bundesamt im Jahr 1993 durchgeführt wurde.

Die Ergebnisse einer einmaligen Erhebung sind nach wenigen Jahren veraltet und der Bedarf an aktuellen Daten entsteht dann erneut. Vielmehr sollten die Daten zu regionalen Preisniveauunterschieden häufiger aktualisiert werden – was etwa durch eine zeitweise Fortschreibung der in längeren Abständen zu erhebenden Querschnittsinformationen mit den vorhandenen Daten der laufenden Verbraucherpreisstatistik erreicht werden könnte. Auch sollten – im Gegensatz zum zwischenörtlichen Preisvergleich von 1993 – unbedingt die Wohnungsmieten in den räumlichen Preisniveauvergleich mit einbezogen werden, da sie eine wichtige

Ursache regionaler Preisunterschiede darstellen. Die Berücksichtigung der Mieten wirft jedoch besondere methodische Fragen auf, die vorab geklärt werden müssen. Weiterhin sollte ein intelligentes Erhebungsdesign auf eine wissenschaftlich gut fundierte, jedoch gezielt selektive Regionalauswahl setzen, um Erhebungskosten zu sparen.

Der vorerst internen Diskussion der Thematik folgte im Jahr 2008 eine großangelegte Ausschreibung eines Expertenwettbewerbs unter dem Titel:

*„Weißer Fleck“ Regionale Preisindizes –
Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?*

Das Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) stellte Mittel für die Bearbeitung dieses Themas zur Verfügung. Besonderen Wert wurde in der Ausschreibung auf die Bearbeitung folgender Aspekte gelegt:

- (1) Welcher Datenbedarf besteht konkret und wie kann dieser bewertet werden? Welche anwendungsbezogenen Fragestellungen werden identifiziert?
- (2) Welche Methoden kommen für die Berechnung der benötigten Informationen in Frage? Dabei sollten die Themen „Räumliche Gliederungstiefe“, „Sachliche Gliederungstiefe“, „Periodizität“, „Erhebungsumfang“ und „Erhebungsmethodik“ bearbeitet werden.
- (3) Welcher Untersuchungsansatz eignet sich am besten für räumliche Preisvergleiche bzw. welches sind die Vor- und Nachteile der unterschiedlichen Ansätze?
- (4) Welche Waren und Dienstleistungen sollen neben den Mieten in den zwischenörtlichen Preisvergleich einbezogen werden?
- (5) Welche Daten aus der laufenden Verbraucherpreisstatistik können unmittelbar bzw. nach erforderlicher Anpassung für räumliche Preisvergleiche genutzt werden?
- (6) Wie können Wohnungsmieten in einen räumlichen Preisvergleich integriert werden?
- (7) Auf welche Weise kann sichergestellt werden, dass die erhobenen Informationen mit geeigneten statistischen Methoden auf alle Regionen Deutschlands übertragen werden können?
- (8) Weiterhin sollten sich die Experten auch mit Fragen der Datenaufbereitung und des Datenzugangs beschäftigen.

Darüber hinaus sollten Methoden entwickelt werden, die eine langfristige und kosteneffiziente Befriedigung des Datenbedarfs erlauben. Hier wäre zu prüfen, ob eine aufwändige konventionelle Datenerhebung für alle Güter nötig ist oder

ob stellenweise kostengünstigere Methoden eingesetzt werden können, wie z. B. die Datenermittlung via Internet-Recherche, die Auswertung von Preislisten bzw. Buchhaltungsunterlagen des Einzelhandels oder des Mietspiegels.

Aus den eingesandten Vorschlägen wählte ein vom RatSWD eingesetztes Expertengremium die sieben erfolgversprechendsten Exposés zur Förderung aus.

Die Ergebnisse der Arbeiten wurden in einem öffentlichen Workshop, den der RatSWD in Zusammenarbeit mit dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nürnberg (IAB) und Destatis im Juli 2009 in Wiesbaden veranstaltete, dem Fachpublikum vorgestellt und diskutiert. Zusätzliche Beiträge fügten der Diskussion die europäische und politische Perspektive hinzu. Der hier vorliegende Band vereint die sieben geförderten Expertisen und zwei darüber hinausgehende aktuelle Aufsätze.

Timm Behrmann, Simon Deml und Stefan Linz untersuchen in ihrer Studie, ob durch eine Verwendung von Einzeldaten aus der Verbraucherpreisstatistik ein Preisvergleich auf regionaler Ebene ermöglicht wird. Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey und Martina Schübler erarbeiten einen ökonometrischen Ansatz zur Bestimmung von regionalen Preisniveaus. Bernhard Faller, Christoph Helbach, Andreas Vater und Reiner Braun diskutieren in ihrem Beitrag die Anforderungen an einen Wohn- bzw. Immobilienpreisindex. Inwiefern bestehende amtliche und nichtamtliche Datenquellen zu Immobilienpreisen und Wohnungsmieten zur Berechnung eines regionalen Preisindex genutzt werden können, überprüfen Peter von der Lippe und Claus Christian Breuer. Berit Stoyanov stellt die methodischen Herangehensweisen auf internationaler Ebene (Australien, Großbritannien und USA sowie den Ansatz der Weltbank) für die Bildung von regionalen Preisvergleichen dar und vergleicht diese. Thomas Oesch und Markus Scharrer zeigen die methodischen Schwierigkeiten eines Preisniveauvergleichs und die Datenlage in der Schweiz auf und überprüfen, unter welchen Umständen ein interregionaler Preisniveauvergleich in der Schweiz umgesetzt werden könnte. Schließlich untersuchen Georg Götz, Thomas Krauskopf und Peter Winker regionale Preisindizes auf Ebene der österreichischen Bundesländer und Bezirke.

Außerhalb des Expertisenwettbewerbs entstanden zwei einschlägige Beiträge, die wir ebenfalls aufgenommen haben, da sie zusätzliche Aspekte beleuchten und das Portfolio dieser Publikation abrunden. Es handelt sich zum einen um den Beitrag von Rupert Kawka, der einen regionalen Preisindex des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) vorstellt. Im Beitrag von Jan Goebel et al. werden diese Index-Daten in illustrativer Absicht auf die Berechnung und Beurteilung der Einkommensverteilung in Deutschland im Jahr 2008 angewandt. Außerdem zeigen Goebel et al., dass der BBSR-Index mit den zu Beginn der deutschen Ein-

heit berechneten nichtamtlichen Ost-West-Kaufkraftparitäten sehr weitgehend kompatibel ist.

Der RatSWD dankt allen Kooperationspartnern, dem Bundesministerium für Bildung und Forschung und allen anonymen Gutachtern und natürlich allen Aktiven.

*Joachim Möller, Eckart Hohmann, Denis Huschka
Nürnberg, Wiesbaden, Berlin im August 2010*

Verwendung von Einzeldaten aus der Verbraucherpreisstatistik für regionale Preisvergleiche

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschafts-Daten (RatSWD)

Timm Behrmann, Simon Deml, Stefan Linz
Statistisches Bundesamt, Gruppe „Preise“

Inhaltsverzeichnis

1	Vorbemerkung	15
2	Hintergrund und Problemstellung	15
2.1	Datenbedarf	15
2.2	Methoden und Möglichkeiten	16
3	Nachträgliche Selektion homogener Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik	17
3.1	Problem der Verwendung von Daten der Verbraucherpreisstatistik ...	17
3.2	Ausführlichere Beschreibungsmerkmale in der Verbraucherpreisstatistik seit 2008	18
3.3	Geschäftstypengewichtung	20
3.4	Einschränkung durch die Gemeindeauswahl der Verbraucherpreis- statistik	21
3.5	Flexibilisierung der Erhebungszeiträume	21
3.6	Zwischenfazit	22
4	Qualitätsbereinigung für heterogene Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik	22
5	Empirische Studie zur nachträglichen Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen	23
5.1	Datensituation und Untersuchung zur nachträglichen Selektion von Beobachtungen	23
5.2	Ergebnisse zur nachträglichen Selektion vergleichbarer Beobachtungen	27
5.2.1	Datenaufbereitung und Beschreibungsmerkmale der Verbraucher- preisstatistik	27
5.2.2	Identifikation der preisbestimmenden Merkmale	33
5.2.3	Definition von überregionalen Produktspezifikationen	38
5.2.4	Verteilungsanalysen für die regionalen Unterstichproben	41
6	Bewertung zu den Möglichkeiten der nachträglichen Selektion	44

7	Möglichkeiten und Grenzen der Qualitätsbereinigung im regionalen Preisvergleich.....	45
7.1	Grundsätzliche Möglichkeiten.....	45
7.2	Hedonische Qualitätsbereinigung	46
7.2.1	Möglichkeiten der Anwendung im zwischenörtlichen Preisvergleich....	46
7.2.2	Hedonische Regression	46
7.2.3	Interpretation im Hinblick auf zwischenörtliche Preisunterschiede	47
7.2.4	Vergleich mit Durchschnittspreisen	49
7.2.5	Zwischenfazit zur Anwendung der hedonischen Methode im zwischenörtlichen Preisvergleich.....	49
8	Fazit	50
9	Literatur.....	51
10	Anhang	52

1 Vorbemerkung

Mit der Berechnung des Verbraucherpreisindex für Deutschland liegen in der amtlichen Statistik monatlich umfassende und detaillierte Informationen über die Preisentwicklung im Zeitablauf vor. Besteht die Fragestellung jedoch darin, zu einem gegebenen Zeitpunkt die Unterschiede im Preisniveau *verschiedener Regionen innerhalb von Deutschland* zu untersuchen, so sind gegenwärtig keine ausreichenden Informationen verfügbar.

Für den zeitlichen Preisvergleich werden in den verschiedenen Städten unterschiedliche Produkte als „Preisrepräsentanten“ ausgewählt. Wegen dieser regionalen Unterschiede bei den ausgewählten Produkten sind die Preisbeobachtungen des Verbraucherpreisindex nicht direkt für einen räumlichen Preisvergleich geeignet. Bisher wurden daher für den Zweck der räumlichen Preisniveaumessung in unregelmäßigen Abständen eigenständige Erhebungen durchgeführt, die speziell auf den regionalen Preisvergleich zugeschnitten und sehr aufwändig waren.

Eine solche Erhebung wurde zuletzt 1993 durchgeführt (im Folgenden als „Zwischenörtlicher Preisvergleich von 1993“ bezeichnet) (vgl. Ströhl 1994) und fand seitdem aus Kostengründen nicht mehr statt. Da die Ergebnisse von 1993 mittlerweile veraltet sein dürften, besteht im System der deutschen amtlichen Preisstatistik eine Lücke im Hinblick auf Daten zum Vergleich der Preisniveaus verschiedener Regionen innerhalb von Deutschland.

2 Hintergrund und Problemstellung

2.1 Datenbedarf

Ein Bedarf an aktuellen statistischen Informationen zu räumlichen Preisniveauunterschieden wurde in den letzten Jahren von verschiedenen Seiten an die amtliche Statistik herangetragen, stellvertretend seien hier genannt: die Gesellschaft für Regionalforschung und der Verein für Socialpolitik, die EU-Kommission, das Bundesverfassungsgericht, Journalisten und – über den Auskunftsdienst der Preisstatistik – private Unternehmen und eine Vielzahl interessierter Bürgerinnen und Bürger.

Aus Sicht der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungseinrichtungen sind Informationen über regionale Preisunterschiede für viele unterschiedliche Fragestellungen bedeutsam. Neben Untersuchungen zu regionalen Disparitäten, zur Einkommensverteilung, zur sozialen Ungleichheit und Armut betrifft dies auch Studien zur regionalen Arbeitsnachfrage und zum regionalen Arbeitsangebot, zur Lohnbildung, zu Agglomerationsvorteilen, zur innerdeutschen Migration usw.

Dies gilt auch für die wirtschaftspolitischen Konsequenzen, die aus wissenschaftlichen Studien folgen. So muss eine fundierte regionale Ausgleichspolitik berücksichtigen, inwieweit nominale Unterschiede durch Preisniveaudifferenzen kompensiert oder möglicherweise sogar verstärkt werden.

Auch das Verfassungsgericht hat sich kürzlich mit dem Problem der regionalen Preisunterschiede beschäftigt. Dabei ging es um die Frage, ob der Staat seinen Beamten einen regionalen Kaufkraftausgleich bezahlen muss und ob die überregional vereinheitlichte Besoldung ausreicht, um etwa die hohen Mietniveaus bestimmter Städte bezahlen zu können.¹

Ähnlich sind private Unternehmen daran interessiert, den realen Wert der von ihnen gezahlten Gehälter im Hinblick auf regionale Unterschiede besser einschätzen zu können. Solche Fragen können etwa bei Standortentscheidungen eine wichtige Rolle spielen.

Weiterhin ist die Verfügbarkeit regionaler Preisindizes für die regionalen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ein sehr wichtiges Anliegen, um reale Entwicklungen wie das preisbereinigte Wirtschaftswachstum auf regionaler Ebene darstellen zu können. So ist die EU-Kommission für die Zwecke der EU-Regionalpolitik an preisbereinigten Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts für NUTS 2-Gebiete (in Deutschland sind dies die Regierungsbezirke) sehr interessiert.

Schließlich stößt die Frage der regionalen Preisniveauunterschiede bei den Medien und der breiten Öffentlichkeit auf sehr großes Interesse. Das zeigt sich etwa an der Vielzahl an Anfragen, die über den Auskunftsdienst des Statistischen Bundesamtes zu dieser Fragestellung eingehen.

2.2 Methoden und Möglichkeiten

Für die meisten der oben angeführten Nutzungszwecke erscheint es nicht sinnvoll, eine einmalige Erhebung zu zwischenörtlichen Preisniveauunterschieden zu wiederholen, wie sie mit dem Zwischenörtlichen Preisvergleich von 1993 durchgeführt wurde. Die Ergebnisse einer einmaligen Erhebung sind nach einigen Jahren veraltet und der Bedarf an aktuellen Daten entsteht dann erneut. Vielmehr sollten die Daten zu regionalen Preisniveauunterschieden jährlich aktuell angeboten werden – was etwa durch eine zeitweise Fortschreibung der in längeren Abständen zu erhebenden Querschnittsinformationen mit den vorhandenen Daten der laufenden Verbraucherpreisstatistik erreicht werden könnte.

1 Vgl. www.bundesverfassungsgericht.de/pressemitteilungen/bvg07-025.html.

Auch sollten – im Gegensatz zum Zwischenörtlichen Preisvergleich von 1993 – die Wohnungsmieten in den räumlichen Preisniveauvergleich mit einbezogen werden, da sie eine wichtige Ursache regionaler Preisunterschiede darstellen.

Neben einer einmaligen Erhebung – wie dem Zwischenörtlichen Preisvergleich von 1993 – besteht auch die Möglichkeit, die benötigten Daten aus verschiedenen Quellen zusammenzutragen und zu kombinieren. Auch wenn dabei zum Teil auf vorhandene Daten zurückgegriffen werden kann, ist diese Vorgehensweise mit einem hohem Arbeitsaufwand verbunden und für die Befriedigung eines einmaligen Datenbedarfs nicht unbedingt kostengünstiger als eine vollständig eigenständige Erhebung. Die Kombination aus der Verwendung vorhandener Daten mit partiellen Zusatzerhebungen kann jedoch als *kontinuierliches System* angelegt werden und damit *in der langfristigen Perspektive* zu Kosteneinsparungen führen.

Weiterhin erscheint es sinnvoll, verschiedene Erhebungsmethoden zu kombinieren, um auf diese Weise für jede Güterkategorie die optimale und kostengünstigste Methode anwenden zu können. Dabei könnte man vier Erhebungsmethoden unterscheiden:

- 1) Nachträgliche Selektion homogener Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik
- 2) Qualitätsbereinigung für heterogene Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik
- 3) Zusatzerhebung für heterogene Produkte, deren Qualität schwer messbar ist
- 4) Nutzung von Durchschnittsmietwerten für Wohnungssegmente.

In jeder der vier Gütergruppen könnten für sich genommen regionale Preisniveauunterschiede berechnet und das Gesamtergebnis als gewichteter Mittelwert aus den vier Gütergruppen zusammengestellt werden. Die Datensammlung könnte auch organisatorisch an verschiedenen Stellen angesiedelt werden.

Im Rahmen dieser Expertise werden die Möglichkeiten der Erhebungsmethoden „Nachträgliche Selektion homogener Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik“ und „Qualitätsbereinigung für heterogene Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik“ analysiert.

3 Nachträgliche Selektion homogener Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik

3.1 Problem der Verwendung von Daten der Verbraucherpreisstatistik

Für einen statistischen Preisvergleich müssen die Preise von qualitativ gleichwertigen Produkten in Geschäftstypen mit gleichwertigen Serviceleistungen gegenübergestellt werden. Beim zeitlichen Preisvergleich ist das dadurch gewährleistet,

dass die gleichen Güter in denselben Verkaufsstellen beobachtet werden. Wenn von Monat zu Monat immer die Preise der gleichen Produkte in denselben Geschäften weiterverfolgt werden, kann zum Beispiel in Bayern der Warenkorb durch andere Produkte repräsentiert werden als in Schleswig-Holstein. Für den zeitlichen Preisvergleich stellt das kein Problem dar – im Gegenteil, das regional unterschiedliche Einkaufsverhalten wird dadurch besser berücksichtigt.

Wegen der regionalen Unterschiedlichkeit der für den zeitlichen Preisvergleich ausgewählten Produkte sind die Daten des Verbraucherpreisindex zunächst nur sehr eingeschränkt für den räumlichen Preisvergleich direkt nutzbar. Eine ausführliche Darstellung der Probleme bei der Verwendung der Preisbeobachtungen aus der aktuellen Verbraucherpreisstatistik findet sich bei von der Lippe (2006).

Sind jedoch bestimmte Voraussetzungen gegeben, so ließen sich die Informationen der Verbraucherpreisstatistik durchaus für eine nachträgliche Selektion von überregional vergleichbaren Preisbeobachtungen nutzen. Insbesondere müssen folgende Bedingungen erfüllt sein:

- (1) Für eine nachträgliche Selektion von räumlich vergleichbaren Produkten aus der Verbraucherpreisstatistik müssen zu den Preisbeobachtungen jeweils Informationen über die Qualität der zugrunde liegenden Produkte und über die Art der Verkaufsstelle verfügbar sein.
- (2) Die Zahl der tatsächlich vergleichbaren Preisbeobachtungen je Region, Produkt und Verkaufsstelle muss hinreichend hoch sein.

Die Stichprobe der deutschen Verbraucherpreisstatistik wird gegenwärtig in verschiedener Hinsicht angepasst, so dass sich neue Möglichkeiten bei der Verwendung der Längsschnittdaten der Verbraucherpreisstatistik für die Zwecke eines räumlichen Preisniveauvergleichs ergeben. Die Änderungen werden in den folgenden Abschnitten kurz skizziert.

3.2 Ausführlichere Beschreibungsmerkmale in der Verbraucherpreisstatistik seit 2008

Erstens werden zusammen mit den erhobenen Preisen seit Beginn des Jahres 2008 auch standardmäßig ausführliche Güterbeschreibungen erfasst, die für eine nachträgliche Selektion von vergleichbaren Produkten nutzbar und die aus der EDV abrufbar sind. Zum Beispiel werden bei den meisten Nahrungsmitteln die Marke, Produktart, Verpackungsart und sonstige Merkmale standardmäßig notiert, bei Obst und Gemüse etwa wird auch das Herkunftsland erfasst. Ebenso werden z. B. bei der Bekleidung verschiedene preisbestimmende Merkmale wie die Marke, die

Produktart, die Saisonzugehörigkeit, Größe, Farbe, Muster und Materialart notiert. In der Darstellung 3.1 ist ein Beispiel für diese sogenannten „Feinbeschreibungsmerkmale“ der Verbraucherpreisstatistik angegeben.

Darstellung 3.1: Beschreibungsmerkmale in der Verbraucherpreisstatistik, Beispiel

klassischer Herrenschuh	Marke
	Produktart (Schnürschuh, Slipper, Stiefelette)
	Saison (Sommer, Winter, Jahr)
	Größe/Farbe/Muster
	Obermaterial (Kunstleder, Leder)
	Sohle (Gummi)
	Sonstiges (Flechteinsatz)
Quelle: Interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.	

Ein erster, exemplarischer Vergleich der erhobenen Beschreibungsmerkmale der Verbraucherpreisstatistik mit den Produktdefinitionen des Zwischenörtlichen Preisvergleichs von 1993 weist darauf hin, dass die neuen Beschreibungsmerkmale der Verbraucherpreisstatistik eine Beurteilung der regionalen Vergleichbarkeit der in der Stichprobe enthaltenen Produkte erlauben – was die Voraussetzung für die Durchführung einer empirischen Studie ist. Die Produktdefinitionen des Zwischenörtlichen Preisvergleichs von 1993 waren in der Regel nicht wesentlich detaillierter, als es die neuen Beschreibungsmerkmale der Verbraucherpreisstatistik sind. In der Darstellung 3.2 ist die entsprechende Produktdefinition des Zwischenörtlichen Preisvergleichs von 1993 aufgeführt:

Darstellung 3.2: Produktdefinition des Zwischenörtlichen Preisvergleichs, Beispiel

Herrenschnürschuh	Vorgegebene Marke, Rindleder, ungefütert.
Quelle: Ströhl (1994: 430 ff.).	

Die Einführung der neuen Beschreibungsmerkmale in die Verbraucherpreisstatistik ist seit Anfang des Jahres 2008 abgeschlossen. Daher kann im Rahmen dieser Studie untersucht werden, wie homogen die in den verschiedenen Regionen für die Verbraucherpreisstatistik erhobenen Produkte tatsächlich sind und ob in jeder Region eine ausreichende Anzahl an vergleichbaren Produkten verfügbar ist.

Die Preise werden in den Erhebungsgemeinden zum Teil in unterschiedlichen Mengenbündelungen erhoben. Unterschiede bei den der Preisbeobachtung zugrunde liegenden Mengen wären aber relativ unproblematisch, da in den meisten Fällen eine proportionale Anpassung möglich sein dürfte. Das heißt, in der Regel kann

(auch) für die Zwecke des regionalen Preisvergleichs nachträglich ein Preis je Mengeneinheit berechnet werden.²

Weiterhin ist zu untersuchen, ob es bei bestimmten Güterarten auch möglich ist, für verschiedene Regionen unterschiedliche Produkte in den räumlichen Preisvergleich einzubeziehen, sofern in einigen anderen Städten beide Produktvarianten über längere Zeit hinweg gleichzeitig beobachtet wurden. Analog zur „Verkettung im überlappenden Zeitraum“³ beim zeitlichen Preisvergleich könnte der in den anderen Städten beobachtete Preisunterschied zwischen den beiden Produktvarianten als Qualitätsunterschied interpretiert und als „Geldwert des Qualitätsunterschiedes“ beim regionalen Preisvergleich in Rechnung gestellt werden. Diese Vorgehensweise wäre insbesondere dann sinnvoll, wenn es von einem Produkt nur wenige gängige Marken oder Varianten gibt, die in etwa gleichem Ausmaß verbreitet sind.

3.3 Geschäftstypengewichtung

Die Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik wurde Anfang 2008 um eine „Geschäftstypengewichtung“ erweitert (Linz/Dexheimer 2005a). Hierfür wurden die Einzelhandelsgeschäfte in verschiedene Typen eingeteilt und für jede einzelhandelsrelevante Güterart des Warenkorbes der Verbraucherpreisstatistik geschätzt, wie hoch die Marktanteile der verschiedenen Geschäftstypen liegen. Im Rahmen dieser Arbeiten wurde im Jahr 2006 die Signierung der Geschäftstypen⁴ in der Verbraucherpreisstatistik genauer gefasst und die Geschäftstypenauswahl deutschlandweit zu einem gewissen Grad harmonisiert.

Für die einzelhandelsrelevanten Güterarten der Verbraucherpreisstatistik ist also nicht nur eine genaue Güterbeschreibung, sondern auch der Geschäftstyp bekannt, in dem die Güterart erhoben wurde. Diese Information spielt bei der nachträglichen Selektion von vergleichbaren Produkten eine wichtige Rolle, denn beim räumlichen Preisvergleich soll eine Region nicht allein dadurch teurer erscheinen, dass in der Stichprobe für diese Region etwa mehr teure Fachgeschäfte und weniger preisgünstige Verbrauchermärkte enthalten sind.

Darüber hinaus können zukünftig auch die in den regionalen Preisvergleich aufgenommenen Produkte mit den Marktanteilen der jeweiligen Geschäftstypen gewichtet werden.

2 In schwierigeren Fällen kann die Mengenanpassung unter Zuhilfenahme von Regressionsanalysen vorgenommen werden, vgl. Silver/Heravi (2002 : 8 f.).

3 Englisch: „Overlap Linking“ oder „Overlap Qualities“, siehe zur Methode z. B. ILO et al. (2004: 27 f.).

4 Markierung der Preisbeobachtungen mit einer Merkmalsausprägung für die Art des Geschäftstyps, in welchem der Preis beobachtet wurde.

3.4 Einschränkung durch die Gemeindeauswahl der Verbraucherpreisstatistik

Gegenwärtig gilt in der Verbraucherpreisstatistik ein abgestuftes System der regionalen Stichprobe, bei dem nur etwa die Hälfte des Warenkorbes wirklich in allen rund 190 Gemeinden der Verbraucherpreisstatistik erhoben wird. Für die restlichen Positionen gilt eine gröbere regionale Einteilung. Dadurch ist die Zahl der verfügbaren Preisbeobachtungen je Region von vorneherein eingeschränkt. Allerdings soll die räumliche Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik dahingehend angepasst werden, dass (bis auf wenige Ausnahmen) alle Güterarten in allen Regionen der Bundesländer erhoben werden.⁵ Das für 2010 geplante „Regionsmodell“ für die Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik stützt sich auf Regionen anstelle von Gemeinden und beinhaltet eine gleichmäßigere räumliche Streuung der Preiserhebung.

3.5 Flexibilisierung der Erhebungszeiträume

Eine weitere Einschränkung der Möglichkeiten der Nutzung von Daten der Verbraucherpreisstatistik für den räumlichen Preisvergleich ist die Flexibilisierung der Erhebungszeiträume. Anstatt wie bisher die Preiserhebung auf die Mitte des Monats zu konzentrieren, wird auf Initiative der Europäischen amtlichen Statistik nun eine Ausweitung des Erhebungszeitraums auf mehrere Zeitpunkte zwischen dem Ersten und dem Zwanzigsten des Monats angestrebt.

Diese Änderung wird zunächst dazu führen, dass die Verwendbarkeit der vorhandenen Preisbeobachtungen für den räumlichen Preisvergleich sinkt, weil Preise, die zu verschiedenen Zeitpunkten gemessen wurden, nicht direkt vergleichbar sind. Falls jedoch entschieden wird, dass mit der Preisbeobachtung auch der Zeitpunkt der Preiserhebung notiert wird und diese Information zentral verfügbar wäre, könnte man anhand der durchschnittlichen Preisentwicklung über die Zeit die Preisbeobachtungen mithilfe von Korrekturrechnungen nachträglich vergleichbar machen. Dies wäre insbesondere für Güter mit weniger volatiler Preisentwicklung über die Zeit hinweg möglich.

⁵ Zur Weiterentwicklung der Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik siehe Linz/Dexheimer (2005a). Die „güterspezifische Stichprobenauswahl“ (ebenda 2005a: 585 f.) wurde mittlerweile zugunsten eines Regionsmodells mit ca. 90 Regionen für fast alle Güterarten aufgegeben. Ausgenommen sind technische Produkte, für die aufwändige Qualitätsbereinigungsverfahren bei der Preismessung angewendet werden. Da hier zusätzlich zum Preis und der üblichen Produktbeschreibung ausführlichere Qualitätsbeschreibungen erhoben und Qualitätsanpassungen durchgeführt werden müssen, ist der Erhebungsaufwand bei diesen Güterarten höher. Um Kosten zu sparen, wurde die regionale Abdeckung der Stichprobe für diese Güter reduziert. Dieses „Regionsmodell“ soll nach derzeitiger Planung mit der Umstellung der Verbraucherpreisstatistik auf das Basisjahr 2010 eingeführt werden.

3.6 Zwischenfazit

Im Rahmen dieser Studie wird untersucht, ob die Daten der Verbraucherpreisstatistik für einen räumlichen Preisvergleich nutzbar sind. Dabei ist nicht nur die Zahl der letztlich vergleichbaren Preisbeobachtungen relevant. Vielmehr muss auch geprüft werden, ob die Beschreibungsmerkmale, die erst seit Kurzem verfügbar sind, in ausreichendem Umfang und ausreichender Qualität vorliegen. Ferner sind regionale Preisvergleiche nur möglich, wenn auch regional ausreichend Daten zur Verfügung stehen.

4 Qualitätsbereinigung für heterogene Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik

Bei heterogenen Produkten, deren Qualität gut gemessen werden kann, könnten unter Umständen die Daten ebenfalls aus der laufenden Verbraucherpreisstatistik gewonnen werden. Es wäre theoretisch möglich, anhand von Qualitätsbereinigungsverfahren den Geldwert von unterschiedlichen Produkten zu berechnen und beim regionalen Preisvergleich zu berücksichtigen.

Silver und Heravi (2002) weisen auf einen Trade-off zwischen Repräsentativität und Vergleichbarkeit beim regionalen Preisvergleich hin: Verwendet man bei heterogenen Produkten sehr enge Produktbeschreibungen, so besteht die Gefahr, dass das ausgewählte Produkt in bestimmten Regionen nicht häufig verkauft wird und das ausgewählte Produkt das Preisniveau dort nicht hinreichend gut repräsentiert. Wählt man hingegen weite Güterbeschreibungen, so ist die Vergleichbarkeit der regional ausgewählten Produkte nicht immer gewährleistet.

Durch die Anwendung von Qualitätsbereinigungsverfahren können einerseits weite Produktbeschreibungen verwendet werden, die es erlauben, in den Regionen jeweils die repräsentativen Produktvarianten auszuwählen. Andererseits können die dann auftretenden Qualitätsunterschiede zwischen den ausgewählten Produkten bereinigt werden. Eine explizite Qualitätsbereinigung ist allerdings nur anwendbar, wenn sich die Produktqualität hinreichend durch standardisierbare Qualitätsmerkmale beschreiben lässt und eine ausreichende Anzahl an unterschiedlichen Produktvarianten erhoben werden kann. Weiterhin müssen für jede Produktvariante die Qualitätsmerkmale mit erhoben werden oder aus anderen Quellen bekannt sein. Im Prinzip können für den regionalen Preisvergleich die gleichen Qualitätsbereinigungsverfahren eingesetzt werden, die beim zeitlichen Preisvergleich für die Korrektur von Qualitätsänderungen bei den ausgewählten Produkten zum Einsatz kommen.⁶ Im Rahmen dieser Studie wird die Anwendung der hedonischen Qualitätsbereinigung geprüft.

6 Vgl. zu den Verfahren der Qualitätsbereinigung beim zeitlichen Preisvergleich ILO et al. (2004: 99 ff.).

5 Empirische Studie zur nachträglichen Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen

5.1 Datensituation und Untersuchung zur nachträglichen Selektion von Beobachtungen

Im Rahmen dieser Expertise wurde anhand von Einzeldaten für beispielhaft ausgewählte Güterarten eruiert, ob die Zahl der tatsächlich vergleichbaren Preisbeobachtungen aus der Verbraucherpreisstatistik je Region, Produkt und Verkaufsstelle hinreichend groß ist, um diese Daten auch für zwischenörtliche Preisniveauvergleiche innerhalb Deutschlands verwenden zu können.

Der Datensatz der Verbraucherpreisstatistik besteht aus monatlich etwa 300.000 Preisbeobachtungen. Um den Aufwand des Datenmanagements in Grenzen zu halten, mussten die oben genannten Untersuchungen für sinnvolle Teilmenüen dieser Items durchgeführt werden. Die Untersuchung wurde auf sechs Städte und vierzehn Produkte begrenzt.

Auswahl der Regionen

Für den regionalen Preisvergleich wurden die Städte Köln, Berlin, Hamburg, München, Rostock und Ansbach ausgewählt. Die Städte Köln, Berlin, Hamburg und München sind die mit Abstand größten Städte Deutschlands. Bedingt durch die Größe werden dort tendenziell die meisten Preise beobachtet. Dies führt dazu, dass dort die Wahrscheinlichkeit adäquater Preisbeobachtungen für den regionalen Preisvergleich höher ist als in anderen Städten. Ist dort die nachträgliche Selektion homogener Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik nicht möglich, ist sie wahrscheinlich generell schwer möglich.

Darstellung 5.1: Ausgewählte Regionen

Stadt	Einwohner (am 31.12.2007)*	Bundesland	Siedlungsstruktureller Regionstyp [#]
Köln	995.397	Nordrhein-Westfalen	Hochverdichteter Agglomerationsraum
Berlin	3.416.255	Berlin	Agglomerationsraum mit herausragendem Zentrum
Hamburg	1.770.629	Hamburg	
München	1.311.573	Bayern	
Ansbach	40.330	Bayern	Ländlicher Raum geringerer Dichte
Rostock	200.413	Mecklenburg-Vorpommern	

* Vgl. Statistisches Bundesamt, interne Unterlage der Bevölkerungsstatistik.

[#] Vgl. http://www.bbr.bund.de/cln_007/nn_103086/DE/Raumbeobachtung/Werkzeuge/Raumabgrenzungen/SiedlungsstrukturelleGebietstypen/Regionstypen/download__Rtyp7__pdf,templateId=raw,property=publicationFile.pdf/download_Rtyp7__pdf.

Quellen: Statistisches Bundesamt 2008, Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung 2006.

Um auch die Möglichkeiten regionaler Preisvergleiche für Städte anderer Größen mit tendenziell weniger Preisbeobachtungen zu prüfen, wurden noch die Städte Rostock und Ansbach ausgewählt. Beide Städte befinden sich im ländlichen Raum geringerer Dichte und sind damit aus dem niedrigsten siedlungsstrukturellen Regionstyp. Zusätzlich zu den bereits erwähnten Gründen der Auswahl wurde darauf geachtet, eine möglichst gute geographische Verteilung der Städte zu erreichen.

Mit dem Begriff „siedlungsstruktureller Regionstyp“ wird eine bestimmte Region bezüglich seiner Einwohnerzahl und Bevölkerungsdichte beschrieben. Dabei wird zwischen den folgenden drei Hauptgruppen von siedlungsstrukturellen Regionstypen⁷ unterschieden:

- Agglomerationsräume = Regionen mit Oberzentren > 300.000 Einwohner oder Bevölkerungsdichte ≥ 300 Einwohner/km²
- Verstädterte Räume = Regionen mit Oberzentren > 100.000 Einwohner oder Bevölkerungsdichte > 150 Einwohner/km², bei einer Mindestdichte von 100 Einwohner/km²
- Ländliche Räume = Regionen mit Bevölkerungsdichte < 150 Einwohner/km² und ohne Oberzentrum > 100.000 Einwohner sowie Regionen mit Oberzentrum > 100.000 Einwohner und einer Bevölkerungsdichte ≤ 100 Einwohner/km².

Die in Darstellung 5.1 aufgeführten siedlungsstrukturellen Regionstypen repräsentieren Untergruppen der beschriebenen Hauptgruppen der siedlungsstrukturellen Regionstypen.

Auswahl der Produkte

Bei der Auswahl der Produkte, die in Darstellung 5.2 abgebildet ist, wurde darauf geachtet, dass möglichst viele verschiedene Themengebiete abgedeckt sind. Dadurch kann untersucht werden, welche Produkte sich für die nachträgliche Selektion eher eignen. Auch wurde die Wichtigkeit verschiedener Produkte – gemessen am Wägungsanteil beim Verbraucherpreisindex – innerhalb eines Themengebiets berücksichtigt.

Ein weiterer Aspekt bei der Wahl der Produkte war die Zahl der Erhebungsgemeinden (siehe Darstellung 5.3). Denn nicht alle Güterarten werden im Rahmen der Verbraucherpreisstatik in allen Erhebungsgemeinden erhoben. Um auch die regionale Abdeckung im Rahmen einer nachträglichen Selektion untersuchen zu können, wurde bei der Auswahl der Produkte darauf geachtet, dass die gesamte Bandbreite der Produkte mit verschiedenen regionalen Abdeckungen berücksich-

⁷ Vgl. http://www.bbr.bund.de/nn_103086/DE/Raumbeobachtung/Werkzeuge/Raumabgrenzungen/SiedlungsstrukturelleGebietstypen/Regionstypen/regionstypen.html.

tigt wird. Grundsätzlich werden Produkte nicht nur vollständig dezentral in allen Bundesländern erhoben, sondern auch Mischformen sind möglich, bei denen je ein Teil der Beobachtungen zentral und dezentral erhoben wird. So werden bei Bekleidungsprodukten Beobachtungen der drei Berichtsstellen H&M, Sinn Leffers und C&A zentral (d. h. von einem Landesamt oder Bundesamt) erhoben. Für den regionalen Preisvergleich war bei der Wahl der Produkte auch von Bedeutung, wie sich die Preise der Produkte bilden. So sind beispielsweise die Preise für Tabakwaren im Bundesgebiet einheitlich und bedürfen daher im Rahmen dieser Untersuchung keiner speziellen Berücksichtigung.

Darstellung 5.2: Ausgewählte Produkte

Bezeichnung	Themengebiet
Nudeln	Nahrungsmittel
Mineralwasser (Preis ohne Pfand)	Alkoholfreie Getränke
Flaschenbier (Preis ohne Pfand)	Alkoholische Getränke
Damenjeans o. a. Freizeithose	Bekleidung
Spachtelmasse o. Gips	Regelmäßige Instandhaltung und Reparatur der Wohnung
Waschmaschine	Haushaltsgeräte
Kaffee-, Tafel- o. a. Service aus Porzellan	Glaswaren, Tafelgeschirr und andere Gebrauchsgüter der Haushaltsführung
Vollwaschmittel	Waren und Dienstleistungen für die Haushaltsführung
Taxifahrt (Entfernung 3 km, von einer Taxihaltestelle aus)	Verkehrsdienstleistungen
Fernsehempfangsgerät	Audiovisuelle, fotografische und Informationsverarbeitungsgeräte und Zubehör (einschl. Reparaturen)
Hunde- o. Katzenfutter	Andere Geräte und Artikel für Freizeit Zwecke; Gartenerzeugnisse und Verbrauchsgüter für Gartenpflege; Haustiere
Kinoeintrittskarte (gängigste Eintrittskarte)	Freizeit- und Kulturdienstleistungen
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (Restaurant o. Café)	Verpflegungsdienstleistungen
Friseurleistungen für Damen – Waschen, Schneiden, Föhnen (mit Festiger und Haarspray)	Körperpflege
Quelle: Interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.	

Darstellung 5.3: Regionale Abdeckung der Preiserhebung

Produkt	Zahl der Erhebungsgemeinden
Nudeln	188
Mineralwasser	142
Flaschenbier	146
Damenjeans o. a. Freizeithose (dezentral)	55
Damenjeans o. a. Freizeithose (zentral)	3
Spachtelmasse o. Gips	47
Waschmaschine	16
Kaffee-, Tafel- o. a. Service aus Porzellan	48
Vollwaschmittel	188
Taxifahrt	41
Fernsehempfangsgerät	16
Hunde- o. Katzenfutter	44
Kinoeintrittskarte	157
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (in einem Restaurant o. Café)	37
Friseurleistungen für Damen	188

Auswahl des Beobachtungsmonats

Als Beobachtungsmonat wurde der Juni 2008 gewählt, da dies der aktuellste Monat seit Beginn der Expertise ist. Auch ist damit sichergestellt, dass die Erfassung von ausführlichen Güterbeschreibungen in der Verbraucherpreisstatistik schon einige Monate erprobt wurde. Zusätzlich eignet sich dieser Monat, da keine saisonal bedingten Schwierigkeiten bei der Vergleichbarkeit von Produkten zu erwarten sind. Damit ist gemeint, dass bei bestimmten Güterarten (z. B. Bekleidung) hauptsächlich Produkte einer Saison (z. B. Sommer) in der Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik enthalten sind. Würde ein Monat gewählt werden, bei dem üblicherweise ein Saisonwechsel stattfindet, wäre die Anzahl der vergleichbaren Produkte von vornherein deutlich eingeschränkt.

Die Studie wurde in vier Schritten durchgeführt:

- (1) *Datenaufbereitung und Beschreibungsmerkmale der Verbraucherpreisstatistik*
 - Durchführung von Mengenbereinigungen
 - Bereinigung von Extremwerten, Sonderangeboten und Ähnlichem
 - Harmonisierung der Produktmerkmale und Kodierung der Güterbeschreibungen
 - Deskriptive Darstellung der beobachteten Merkmalsausprägungen
- (2) *Identifikation der preisbestimmenden Merkmale*
 - Informationen aus den Erhebungen zu Kaufkraftparitäten
 - Durchführung von Regressionsanalysen
- (3) *Definition von überregionalen Produktspezifikationen*
- (4) *Verteilungsanalysen für die regionalen Unterstichproben.*

5.2 Ergebnisse zur nachträglichen Selektion vergleichbarer Beobachtungen

5.2.1 Datenaufbereitung und Beschreibungsmerkmale der Verbraucherpreisstatistik

In einem ersten Schritt wurden die Daten aufbereitet und damit für die weiteren Analysen verwendbar gemacht. Die Aufbereitung der Daten wurde mit der Berechnung von Preisen je Referenzmengeneinheit begonnen, da die Preise in unterschiedlichen Mengenbündelungen erhoben werden und nur auf Grundlage von quantitativ einheitlichen Preisen die Bereinigung von Extremwerten⁸ sinnvoll ist. In Darstellung 5.4 sind die Referenzmengen der ausgewählten Produkte ersichtlich. Es wurde bei der Wahl der Referenzmenge darauf geachtet, dass verschiedene Produkte mit ähnlichen Eigenschaften die gleiche Referenzgröße erhalten. Denn damit wird neben einem regionalen Vergleich auch ein späterer produktübergreifender Vergleich grundsätzlich ermöglicht.

Darstellung 5.4: Referenzmengen der ausgewählten Produkte

Produkt	Referenzmenge
Nudeln	1.000 g
Mineralwasser	1 l
Flaschenbier	1 l
Damenjeans o. a. Freizeithose	1 Stück
Spachtelmasse o. Gips	1.000 g
Waschmaschine	1 Stück
Kaffee-, Tafel- o. a. Service aus Porzellan	–
Vollwaschmittel	1.000 g
Taxifahrt	1 Fahrt
Fernsehempfangsgerät	1 Stück
Hunde- o. Katzenfutter	1.000 g
Kinoeintrittskarte	1 Karte
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (in einem Restaurant o. Café)	1 Tasse
Friseurleistungen für Damen	1-mal

⁸ Als Extremwerte werden hier Werte angesehen, die größer als die Summe aus dem oberen Quartil und dem 1,5-Fachen des Interquartilsabstandes bzw. kleiner als die Differenz aus dem unteren Quartil und dem 1,5-Fachen des Interquartilsabstandes sind.

Beim Produkt Kaffee-, Tafel- oder anderes Service aus Porzellan traten schon schwerwiegende Probleme bei der Wahl der Referenzmenge auf, da der Datensatz aus 23 verschiedenen Mengenbündelungen bei fünf verschiedenen Maßeinheiten besteht. Zusätzlich zu dieser Problematik ist innerhalb einer Maßeinheit auch mithilfe der Variable Produktart nicht eindeutig qualifizierbar, aus welchen Einzelteilen⁹ das Produkt besteht. Dies wird auch durch die Tatsache verstärkt, dass teilweise der höchste Preis innerhalb einer bestimmten Mengenbündelung mehr als zwanzigmal so hoch ist wie der niedrigste Preis. Somit kann anhand der derzeitigen Beschreibungen dieses Produkts weder über alle Maßeinheiten hinweg noch innerhalb einer Maßeinheit eine eindeutige Referenzmenge berechnet werden. Dies wiederum führt dazu, dass das Produkt Kaffee-, Tafel- oder anderes Service aus Porzellan derzeit nicht für einen regionalen Preisvergleich verwendet werden kann und daher aus den weiteren Betrachtungen ausgeschlossen wird.

Neben der Bereinigung von Extremwerten musste auch darauf geachtet werden, dass nur Beobachtungen analysiert werden, deren Preise nicht durch Sondereinflüsse wie Sonderangebote¹⁰ gekennzeichnet sind. Außerdem mussten die in den Statistischen Landesämtern vorliegenden Güterbeschreibungen in nominale und metrische Variablen überführt und vereinheitlicht werden. Anhand von Häufigkeitsverteilungen konnte dann die Bandbreite innerhalb der konkreten Produkte beschrieben werden, die in der Verbraucherpreisstatistik in Deutschland erhoben wurden.

Im Folgenden werden immer am Beispiel des Produkts Nudeln ausführlich die Methoden und Verfahren sowie die daraus resultierenden Ergebnisse skizziert, um einen genauen Überblick über die Vorgehensweise zu gewähren. Anschließend werden die wichtigsten Ergebnisse bei den anderen Produkten vorgestellt, wobei die dazugehörigen Darstellungen im Anhang zu finden sind.

In der Verbraucherpreisstatistik wurden im Betrachtungsmonat Juni 2008 in Deutschland 1.153 Preise für Nudeln erhoben. Durch den Ausschluss von 14 Sonderangeboten, 12 Beobachtungen ohne Preisinformation bzw. bei denen das Produkt im Betrachtungsmonat nicht verfügbar war, und 109 Extremwerten ergab sich für die weitere Analyse eine Anzahl an Beobachtungen von 1.018. Durch diese Bereinigungen wurde in einem ersten Schritt sichergestellt, dass die im Folgenden durchgeführten Untersuchungen nicht durch entscheidende Verzerrungen in ihren Ergebnissen beeinträchtigt werden. Neben den Preisen wurden bei Nudeln auch die in Darstellung 5.5 ersichtlichen, für diesen regionalen Preisvergleich relevanten Variablen erhoben.

⁹ Mit Einzelteilen sind hier beispielsweise Teller und Tassen gemeint.

¹⁰ Beobachtungen werden als Sonderangebote angesehen, wenn sie die zeitlich begrenzte Eigenschaft einer erhöhten Menge bei gleichbleibendem Preis oder eine gleichbleibende Menge bei einem niedrigeren Preis besitzen. Die Qualifizierung einer Beobachtung als Sonderangebot wurde bereits bei der Erhebung der Daten der Verbraucherpreisstatistik vorgenommen.

Darstellung 5.5: Beschreibungsmerkmale in der Verbraucherpreisstatistik

Produkt	Variablen	Anzahl unterschiedlicher Ausprägungen
Nudeln 1.018 Beobachtungen für Deutschland	Marke (Freitext)	74
	Produktart (Freitext)	49
	Besonderheit (Freitext)	4
	Menge (in Gramm)	5
	Geschäftskategorie (Numerisch)	5
Quelle Variablen: Interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.		

Besonders erwähnenswert sind die Variablen Marke und Produktart, da sie eine relative große Anzahl an verschiedenen Ausprägungen besitzen. Bei der Variable Menge besteht trotz einer relativ kleinen Anzahl an Preisbeobachtungen die Problematik, dass Vergleiche der Preise aufgrund der unterschiedlichen Mengenbündelungen nur eingeschränkt möglich sind. Zwar wurden Preise je Referenzmenge zur Bereinigung von Extremwerten berechnet, allerdings ist bisher nicht geklärt, ob die Preise unterschiedlicher Mengen miteinander vergleichbar sind, denn ein zu beachtender Einfluss von Mengenrabatten kann nicht ausgeschlossen werden. Diese Problematik wird in Abschnitt 3.2 diskutiert.

Grundsätzlich führten bei einigen der 14 untersuchten Produkte nicht nur Extremwerte, Sonderangebote und Beobachtungen ohne Preisinformation zur Reduktion der für die weitere Analyse verwendeten Anzahl an Preisbeobachtungen, sondern auch Beobachtungen, deren Mengenangaben nicht auf die jeweils gewählte Referenzmenge umzurechnen waren. Besonders erwähnenswert sind dabei das Mineralwasser (siehe Darstellung A1 im Anhang für alle weiteren Produkte), bei dem durch Angaben wie Packung oder Flasche 14 Prozent der Anzahl an Ausgangsbeobachtungen (130 von 909 Beobachtungen), das Vollwaschmittel, bei dem durch Angaben wie Tabs und Liter 49 Beobachtungen (gut 4 %), und das Hunde- oder Katzenfutter, bei dem durch Angaben wie Stück oder Milliliter 7 Prozent der Anzahl an Ausgangsbeobachtungen entfernt werden mussten. Bei dem Produkt Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (in einem Restaurant o. Café) wurde die Referenzmenge eine Tasse gewählt, da diese die häufigste, vergleichbare Maßeinheit repräsentiert. 19 Prozent der Ausgangsbeobachtungen mussten daraus resultierend entfernt werden, da sie Maßeinheiten wie Kannchen oder Pott besitzen und davon ausgehend keine eindeutige Transformation in die Maßeinheit Tasse möglich ist. Grundsätzlich wird nun im Weiteren von der diskutablen Annahme ausgegangen, dass alle Tassen in der Stichprobe das gleiche Fassungsvermögen haben.

Bei der Taxifahrt beziehen sich zwar alle Beobachtungen auf genau eine Fahrt, aber trotzdem können die erhobenen Preise grundsätzlich nicht zum regionalen Preisvergleich herangezogen werden, da die Fahrten unterschiedliche Merkmale

besitzen. So setzt sich der erhobene Preis bei einigen Fahrten nicht nur aus einer Grundgebühr und einem Entgelt für eine Entfernung von 3 km zusammen, sondern auch noch aus einem Entgelt für eine Wartezeit auf der Wegstrecke. Vor allem ist für den regionalen Preisvergleich problematisch, dass sich die erhobenen Preise nicht vollständig durch die weiteren Variablen rekonstruieren lassen. Daher wurden von den ursprünglich 73 Beobachtungen für Deutschland aufgrund von vollständigen Informationen 63 Beobachtungen zur Errechnung von einheitlichen Preisen verwendet, die aus einem Entgelt für die Entfernung von 3 km und einer Grundgebühr bestehen.

Technische Produkte wie Fernsehempfangsgeräte und Waschmaschinen haben eine deutlich höhere Zahl an erfassten Variablen als die übrigen Produkte, unter anderem da sie im zeitlichen Preisvergleich Qualitätsbereinigungsverfahren unterzogen werden. Auch Produkte aus dem Themengebiet Bekleidung haben tendenziell eine höhere Anzahl an Variablen.

Neben der einfachen Anzahl an verschiedenen Ausprägungen je Variable werden nun in Darstellung 5.6 (bzw. Darstellung A2 im Anhang) die Ausprägungen der Produkte und deren Häufigkeiten dargestellt. Wie bereits erwähnt, sind beim Produkt Nudeln eine Vielzahl von Ausprägungen bei den Variablen Marke und Produktart zu erkennen. Allerdings machen bei der Variablen Marke die vier häufigsten Ausprägungen – Birkel, 3 Glocken, Riesa und Combino – und bei der Variablen Produktart die drei häufigsten Ausprägungen – Spirelli, Spaghetti und Bandnudeln – mehr als 50 Prozent der Beobachtungen aus. Bei der Variablen Besonderheiten stehen je gut 40 Prozent für Hartweizennudeln und Nudeln mit Eiern. Die verschiedenen Ausprägungen bei dieser Variablen sind allerdings nach einer ersten Einschätzung nicht eindeutig genug, da davon auszugehen ist, dass einige der 445 Eiernudeln auch Hartweizen enthalten.

In Bezug auf die Geschäftskategorie lässt sich feststellen, dass Nudeln vor allem im Supermarkt, Discounter und Verbrauchermarkt erhoben werden. Schwierigkeiten bei der Verwendung der Daten der Verbraucherpreisstatistik für die nachträgliche Selektion ergeben sich, da jeweils mehr als 10 Prozent der Ausprägungen für die Variablen Marke und Besonderheit nicht genau spezifiziert waren. Ohne diese Angaben lässt sich die Produktqualität jedoch nicht genau bestimmen. Wird zum Beispiel eine bestimmte Marke benötigt, können diese Beobachtungen nicht zum regionalen Vergleich herangezogen werden. Im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik entstehen derartige Probleme nicht, da hierbei der zeitliche Vergleich im Vordergrund steht. Der Preiserheber muss anhand der Produktbeschreibung das entsprechende Produkt im nächsten Monat wieder finden und dies ist auch möglich, wenn nicht alle Merkmale genau beschrieben werden. Für die Berechnung des Verbraucherpreisindex (VPI) lassen sich diese Beobachtungen also verwenden.

Darstellung 5.6: Ausprägungen in der Verbraucherpreisstatistik

Produkt					
Nudeln					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Birkel	167	16,4	Spirelli	280	27,5
3 Glocken	158	15,5	Spaghetti	227	22,3
Riesa	145	14,2	Bandnudeln	115	11,3
Combino	59	5,8	Spätzle	54	5,3
Barilla	47	4,6	Fusilli	43	4,2
Buitoni	43	4,2	Makkaroni	39	3,8
Albhof	42	4,1	Hörnchen	25	2,5
Bernbacher	37	3,6	Shipli	17	1,7
Landvogt	30	2,9	Farfalle	16	1,6
Möwe	25	2,5	Penne Rigate	15	1,5
Gutskrone	20	2	Eiernudeln	11	1,1
Eiersegen	16	1,6	Unbekannt	81	8,0
Casa Morando	14	1,4	37 weitere Aus- prägungen	95	9,3
Rewe	14	1,4	(z. B. Fadennudeln, Penne, Kelche, gedrehte, ver- schiedene, No. 1, Saucelli, Schipps)		
Tip	12	1,2	Besonderheit		
Unbekannt	53	5,2			
58 weitere Aus- prägungen	136	13,4		Häufigkeit	in %
(z. B. Alino, K-Classic, Netto Edeka, tegut, Gourmetnudeln, Hausmarke, Tress, Schaaf, Sachsen)			Eier	445	43,7
			Hartweizen	391	38,4
Menge			Eier und Hartweizen	40	3,9
(in g)	Häufigkeit	in %	Unbekannt	142	13,9
500	984	96,7	Geschäftskategorie		
250	17	1,7		Häufigkeit	in %
1.000	3	0,3	Supermarkt	423	41,6
600	2	0,2	Fachmarkt/Discounter	343	33,7
270	1	0,1	SB-Warenhaus/ Verbrauchermarkt	243	23,9
397	1	0,1			
750	1	0,1	Warenhaus/Kaufhaus	5	0,5
			Fachgeschäft	4	0,4

Grundsätzlich stellt man fest, dass bei Produkten mit der Variable Marke eine relativ hohe Anzahl an verschiedenen Marken in der Stichprobe enthalten ist. Dies muss im Hinblick auf die in den regionalen Vergleich einfließenden Beobachtungen berücksichtigt werden. Um eine ausreichende Anzahl an Preisbeobachtungen

zu erhalten, wird im Weiteren zu prüfen sein, ob die Bildung von Markenkategorien sinnvoll ist. Eine weitere problematische Variable ist die Variable Menge. Zwar konnten bei den meisten Produkten dieser Analyse Anpassungen an die Referenzmengen durchgeführt werden, allerdings war dies – abgesehen von den schon entfernten Beobachtungen – nur aufgrund von zusätzlichen, in den Daten vorhandenen Informationen möglich. So sind beispielsweise beim Produkt Mineralwasser die Ausprägungen 1 Kasten, 1 Packung oder 1 Flasche bei der Variable Menge vermerkt. Diese sehr weite Auswahl an Produkten stellt die Repräsentativität des VPI sicher und ist dort explizit erwünscht. Sie erschwert jedoch die Verwendung dieser Daten für regionale Vergleiche. An dieser Stelle wird deutlich, dass sich die Ziele des VPI nicht mit denen eines regionalen Preisvergleiches decken. Um eine hinreichend große Anzahl von Beobachtungen für den regionalen Vergleich nutzen zu können, wäre nämlich eine möglichst enge Produktbeschreibung notwendig. Andere Variablen mit relativ vielen Ausprägungen, aber einer Häufung bei einigen wenigen Ausprägungen, sind bis hierher grundsätzlich als unproblematisch für das Vorhandensein einer ausreichenden Anzahl an Preisbeobachtungen für den regionalen Vergleich zu beurteilen.

Beim Produkt Damenjeans o. a. Freizeithose besteht bei den Variablen Größe/Farbe/Muster, Material, Schnitt und Sonstiges (Abnäher, Applikation, Knopfverschluss) die Problematik, dass viele uneinheitliche und unpräzise Ausprägungen im Datensatz vorhanden sind. So sind beispielsweise bei der Variable Schnitt die Ausprägungen „5 Pocket“ und „Bootcut“ zu finden, welche grundsätzlich das gleiche Hosenmodell beschreiben können. Außerdem ist bei der Variable Sonstiges (Abnäher, Applikation, Knopfverschluss) z. B. auch die Ausprägung Tisch zu finden. Der Preiserheber hat in diesem Fall wohl die Möglichkeit genutzt, sich Notizen zu machen, die es ihm erleichtern, das Produkt im nächsten Monat wieder zu finden. Dies deckt sich mit dem Ziel des VPI, den zeitlichen Preisvergleich zu ermitteln. Dagegen bereitet es im regionalen Vergleich Probleme, wenn die Merkmale nicht einheitlich ausgefüllt werden, da damit die Produktqualität nicht genau und einheitlich spezifiziert wird. Denn je besser eine Beobachtung beschrieben wird, desto besser können preisbestimmende Merkmale identifiziert und qualitativ gleichwertige Produkte bestimmt werden.

Die Beobachtungen des Produkts Kinoeintrittskarte werden noch durch die weitere Variable Kartenart beschrieben. Allerdings findet diese in Darstellung A2 im Anhang keine Berücksichtigung, da in mehr als 85 Prozent der Fälle keine Ausprägung vermerkt ist. Um diese Variable als Qualitätsmerkmal für den regionalen Preisvergleich nutzen zu können, wäre eine einheitliche Vorgehensweise bei der Erhebung wünschenswert. Es könnte z. B. unterschieden werden, ob es sich um eine Karte für einen Erwachsenen oder ein Kind oder für einen Film mit Überlänge handelt.

Zu beachten ist bei dieser Analyse jedoch, dass Überlegungen zur nachträglichen Selektion der Daten der Verbraucherpreisstatistik letztlich erst dadurch möglich geworden sind, dass es seit der turnusmäßigen Überarbeitung des Verbraucherpreisindex im Jahr 2008 umfassende Produktbeschreibungen gibt. Diese Erweiterung der Datengrundlage stellt für die Verbraucherpreisstatistik einen Qualitätsfortschritt dar. Man darf bei der Analyse aber nicht außer Acht lassen, dass die Verbraucherpreisstatistik eine Datengrundlage benötigt, die den zeitlichen Preisvergleich ermöglicht. Regionale Preisvergleiche stellen einen weiteren Zweig der Preisstatistik dar, der andere Anforderungen an die Datengrundlage erhebt. Wie in diesem Abschnitt erläutert, besteht insbesondere darin ein Zielkonflikt, dass in der Verbraucherpreisstatistik eine weite Güterbeschreibung benötigt wird, für regionale Preisvergleiche dagegen eine möglichst enge. Trotz dieses Zielkonflikts kann grundsätzlich ein großer Teil der untersuchten Daten für den regionalen Preisvergleich verwendet werden. Inwieweit die Datengrundlage auch mengenmäßig die Anforderungen regionaler Preisvergleiche erfüllt, wird im Folgenden erläutert.

5.2.2 Identifikation der preisbestimmenden Merkmale

Beim Preisvergleich von Produkten zwischen Städten und Regionen ist darauf zu achten, dass qualitativ gleichwertige Produkte miteinander verglichen werden. In diesem Abschnitt wird zunächst anhand der für die Berechnung von Kaufkraftparitäten (KKP) verwendeten Produktbeschreibungen eingeschätzt, ob die im Rahmen des Verbraucherpreisindex erhobenen Produkte und deren Merkmale die Qualität eines Produkts ausschließlich beschreiben oder ob es weitere, bisher im VPI nicht berücksichtigte Beschreibungsmerkmale gibt. Außerdem können durch die bei den KKP vorgegebenen Produktkategorien Definitionen für vergleichbare Qualitäten abgeleitet werden. In einem weiteren Schritt wird dann durch lineare Regressionen die Erklärungskraft der im VPI enthaltenen Merkmale in Bezug auf den Preis überprüft, um die aus den KKP-Produktkategorien gewonnen Erkenntnisse zu validieren. Damit konnten grobe Einschätzungen für die noch tolerierbare Bandbreite an Produktvarianten, innerhalb derer ein Preisvergleich noch sinnvoll durchgeführt werden kann, identifiziert werden.

Informationen aus den Erhebungen zu Kaufkraftparitäten

Beim Produkt Nudeln werden im Rahmen der KKP die in Darstellung 5.7 abgebildeten, mit den im VPI erhobenen vergleichbaren Nudel-Items betrachtet. Es werden zweimal speziell Spaghetti und zweimal alle Nudeln außer Spaghetti erhoben.

Darstellung 5.7: Beschreibungsmerkmale bei den Kaufkraftparitäten

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Nudeln	Produktart	Spaghetti	Spaghetti	Nudeln	Nudeln
	Marke	BUITONI, BARILLA, PANZANI	Keine Marken- produkte	Bekannte	Bekannte
	Gemacht aus	Hartweizen	Hartweizen	Hartweizen	Hartweizen
	Eier	Nein	Nein	Nein	Ja
	Länge/Form	ca. 30 cm	ca. 30 cm	Alle Formen	Alle Formen
	Menge	400–600 g	500–1.000 g	400–600 g	300–600 g
	Sonstiges	Keine schnell kochenden Spaghetti	Keine schnell kochenden Spaghetti	Keine Spaghetti	Keine Spaghetti

Quelle: Interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.

Sowohl im VPI als auch bei den KKP's werden die Variablen Produktart, Marke und Menge beschrieben bzw. verwendet. Die im VPI verwendete Variable Besonderheit wird im Rahmen der KKP's durch die Variablen Gemacht aus und Eier abgedeckt. Zusätzlich wird bei den KKP's bei Spaghetti noch die Länge vorgegeben und die Einschränkung, dass keine schnell kochenden Spaghetti erhoben werden sollen, getroffen. Diese beiden Vorgaben finden in der Verbraucherpreisstatistik keine Berücksichtigung. Dies ist aber vor dem Hintergrund einer in Deutschland üblichen Spaghettilänge von ca. 30 cm und kaum kaufbaren schnell kochenden Spaghetti beim innerdeutschen Vergleich auch nicht notwendig.

Die Variable Marke wird sowohl im Rahmen der Erhebung für die KKP's als auch für den VPI erfasst. Allerdings wird im Rahmen der Erhebung von Beobachtungen bei den KKP's darauf Wert gelegt, dass nur vergleichbare Marken betrachtet werden. So wird zwischen Markenprodukten und No-Name-Produkten unterschieden oder es werden nur allgemein bekannte Marken berücksichtigt. Dies ist ein Hinweis, dass bei der Quantifizierung von regionalen Preisunterschieden besonders auf vergleichbare Marken geachtet werden muss. So könnte man entweder nur Markenprodukte oder nur Handels- bzw. Eigenmarken miteinander vergleichen. Werden als Voraussetzung der Vergleichbarkeit bekannte Marken gewählt, ist die Bestimmung, was eine bekannte Marke ist, problematisch bzw. kann subjektiv sein. Bei den anderen Produkten mit der Variable Marke wird bei den KKP's in der bei den Nudeln beschriebenen Weise verfahren (für alle weiteren Produkte siehe Darstellung A3 im Anhang). Daher wird im Rahmen des regionalen Preisvergleichs immer eine Auswahl von bestimmten, vergleichbaren Marken zu treffen sein.

Sowohl beim Mineralwasser als auch beim Flaschenbier werden im Rahmen der KKP's auch Vorgaben bezüglich der Mengenbündelung gemacht. So werden sowohl einzelne Flaschen als auch Multipackungen bzw. Kästen beobachtet. Dies ist

ein Indiz dafür, dass eine lineare Preistransformation auf die gewählte Referenzmenge nicht bei jedem Produkt eine Vergleichbarkeit herstellt. In den VPI-Daten sind Angaben zur Mengenbündelung beim Produkt Mineralwasser in der Variable Sonstiges und beim Flaschenbier in der Variable Verpackung zu finden. Die für den VPI benötigte weite Produktbeschreibung sorgt allerdings dafür, dass die Daten zur Mengenbündelung für regionale Preisvergleiche zurzeit nicht herangezogen werden können.

Im Rahmen der KKP's werden beim Produkt Bier neben den vier im Anhang aufgeführten Erhebungspositionen noch drei weitere Positionen erhoben. Bei diesen werden die exakt definierten Biermarken Carlsberg, Corona Extra und Heineken betrachtet. Grundsätzlich stellen die im Anhang dargestellten Erhebungspositionen nur eine Auswahl dar, die die Verfahren im Rahmen der KKP's verdeutlichen.

Bei den hier untersuchten Produkten aus dem Bereich der Bekleidung wird bei den KKP's ähnlich verfahren wie im VPI. Allerdings wird, falls eine bekannte Marke erhoben werden soll, noch eine Zusatzbedingung bezüglich des Markensegmentes der bekannten Marke gemacht. Dies scheint eine logische Ergänzung zu sein und sollte die Vergleichbarkeit erhöhen. Außerdem werden beim Produkt Damenjeans oder andere Freizeithose eindeutige und präzise Vorgaben bezüglich des Materials, Stils, Verschlusses und der Taschen gemacht. Im Hinblick auf die Identifizierung von vergleichbaren Qualitäten im regionalen Vergleich könnten die erhobenen Ausprägungen im VPI wie bereits erwähnt eindeutiger und homogener sein. Da allerdings die Erhebungspositionen im Verbraucherpreisindex mit Bedacht relativ weit formuliert sind und damit eine Vielzahl von verschiedenen Ausprägungen einhergehen kann, muss man bei der Verwendung der Daten des zeitlichen Vergleichs für den regionalen Vergleich auch zu gewissen Zugeständnissen im Hinblick auf die Qualität der Daten bereit sein.

Bei den technischen Geräten Fernseher und Waschmaschine werden beim VPI deutlich mehr Merkmale erhoben als bei den KKP's vorausgesetzt werden. Im Rahmen der Regressionsanalyse, die im folgenden Abschnitt genauer beschrieben wird, wird untersucht, ob diese zusätzlichen Beschreibungsmerkmale zur Identifizierung von vergleichbaren Qualitäten einen Beitrag leisten können.

Ausgehend von den Erhebungspositionen bzw. Items der KKP's sollten beim Produkt Spachtelmasse oder Gips nach Möglichkeit nur Produkte für innen und in einer bestimmten Verpackungsform miteinander verglichen werden. Beim Vollwaschmittel ist auf eine vergleichbare Beschaffenheit zu achten und darauf, ob es sich um ein Konzentrat handelt oder nicht. Die Fernsehempfangsgeräte sollten beim Vergleich die gleiche Bildtechnik aufweisen und beim Hunde- oder Katzenfutter sollten alleine schon durch die verschiedenen „Zielgruppen“ nur eine der beiden Futtersorten betrachtet werden. Die Kinoeintrittskarten eines bestimmten

Tages und einer bestimmten Platzkategorie sollten miteinander verglichen werden und beim Produkt Kaffee, Tee, Kakao im Restaurant oder Café sollte nur eines der Getränke ausgewählt werden.

Zu dem nicht mehr berücksichtigten Produkt Kaffee-, Tafel- o. a. Service aus Porzellan sollte noch erwähnt werden, dass bei den KKP's zum Beispiel nur Teller miteinander verglichen werden und keine ganzen Services.

Neben den Mengenbündelungen bei den Getränken wird im Rahmen der KKP's bei den Produkten Nudeln, Mineralwasser, Flaschenbier, Spachtelmasse, Vollwaschmittel und Hunde- o. Katzenfutter auch ein „Mengenkorridor“ festgelegt, innerhalb dessen das zu erhebende Item mengenmäßig liegen muss. So muss die Beobachtung beim Item „Markennudeln“ zwischen 400 und 600 Gramm wiegen. Damit ist ausgehend von den KKP's eine Entfernung von Extremwerten nicht ausreichend, um durch Mengenrabatte verursachte Verzerrungen im Preis zu vermeiden. Bei der Definition der Produktspezifikationen für den regionalen Vergleich wird dies daher berücksichtigt.

Grundsätzlich werden bei den KKP's, die für den internationalen Preisvergleich ausgelegt sind, präzise Produktbeschreibungen geliefert, die aber in den meisten Fällen auch innerhalb der Beschreibungsmerkmale des VPI zu finden sind. Eine wichtige Erklärungsgröße für Unterschiede im Preisniveau einzelner Güterarten liefert im VPI zusätzlich die Information, in welchem Geschäftstyp der Preis erhoben wurde. Dies geht über das Datenangebot der KKP's hinaus, bei deren Erhebung zwar der Geschäftstyp erfasst, aber anschließend nicht ausgewertet wird. Ausgehend von den Produktbeschreibungen der KKP's lässt sich die Produktspezifikation in der Verbraucherpreisstichprobe derart genau definieren, dass die VPI-Daten grundsätzlich für einen regionalen Preisvergleich geeignet erscheinen – falls sich jeweils genügend vergleichbare Produkte in der Stichprobe finden.

Durchführung von Regressionsanalysen

Nachdem in einem ersten Schritt die Produktbeschreibungen der KKP-Items herangezogen wurden, um Variablen zu identifizieren, die einen Einfluss auf den Preis besitzen, wird in einem zweiten Schritt anhand von linearen Regressionsanalysen geprüft, welche Variablen der VPI-Daten preisbestimmend sind. Die Regressionsanalysen der Produkte aus der Verbraucherpreisstatistik wurden mit der Regressionsmethode „Schrittweise“ durchgeführt. Dabei wurden bei nominal skalierten Variablen nur Ausprägungen als Dummyvariablen einbezogen, die eine Häufigkeit von mehr als einem Prozent im Datensatz vorweisen. Die weiteren Ausprägungen wurden dabei, wenn sie zusammen eine Häufigkeit von mehr als einem Prozent haben, als eine Ausprägung angesehen. Lässt sich eine signifikante Preiserklärungskraft von mehr als 10 Prozent bei einer Variablen identifizieren, wird dies bei

der folgenden Bestimmung von vergleichbaren Produkten in jedem Fall zur Eingrenzung der vergleichbaren Produkte führen. Bei einer Erklärungskraft von unter 10 Prozent wird in Verbindung mit der Erklärungskraft einer einzelnen Ausprägung und den Erkenntnissen aus Häufigkeiten und KKP-Erhebungspositionen entschieden, ob eine Eingrenzung logisch und sinnvoll ist.

Betrachtet man die Ergebnisse der Regressionsanalyse beim Produkt Nudeln in Darstellung 5.8, fällt auf, dass Ausprägungen der Variablen Marke (mit 47 %) und Geschäftskategorie (mit 32 %) jeweils deutlich mehr als 10 Prozent der Variation im Preis erklären. Für die beiden Variablen Produktart und Besonderheit konnte hingegen keine hinreichend große Erklärungskraft festgestellt werden. So muss im Folgenden bei der Definition der für den regionalen Preisvergleich verwendeten Produktspezifikationen ausgehend hiervon darauf geachtet werden, dass vor allem Produkte mit vergleichbaren Marken und Geschäftskategorien miteinander verglichen werden – während die Produktart (Spaghetti, Fusilli, Spätzle etc.) keine große Rolle beim Preisvergleich spielt.

Darstellung 5.8: Regressionsanalyse der Variablen der Verbraucherpreisstatistik

Produkt	Variablen	R ²	Ausprägungen (Beitrag zum R ²)*				
Nudeln	Marke	47,5 %	3 Glocken (10,3 %)	Birkel (10,3 %)	Bern- bacher (6,1 %)	Barilla (5,7 %)	Riesa (6,4 %)
			Buitoni (3,6 %)	Rewe (1,9 %)	Combino (1,1 %)	Casa Morando (1,0 %)	Möwe (0,4 %)
			Tip (0,3 %)	Eiersegen (0,2 %)			
	Produktart	7,1 %	Fusilli (3,2 %)	Spätzle (2,2 %)	Shipli (0,9 %)	Penne Rigate (0,4 %)	Spaghetti (0,5 %)
	Besonder- heit	0,7 %	Eier und Hartweizen (0,7 %)				
	Geschäfts- kategorie	32,4 %	Fach- markt/ Discounter (15,5 %)	SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt (16,8 %)			
* Die Reihenfolge der Berücksichtigung der Ausprägungen je Variable in die Regressionsfunktion ist von links nach rechts und von oben nach unten.							

Die Ergebnisse der Regressionsanalysen der weiteren dreizehn Produkte (siehe Darstellung A4 im Anhang) zeigen, dass nicht alle im Rahmen des VPI erhobenen Variablen für den regionalen Preisvergleich relevant sind.

Bei den beiden technischen Produkten Waschmaschine und Fernsehempfangsgerät werden im Gegensatz zu den anderen Produkten auch metrisch skalierte Va-

riablen erhoben. Da bei diesen Variablen auch eine signifikante Preisbeeinflussung von mehr als 10 Prozent nachgewiesen werden kann, wird im jeweiligen Fall die Ausprägung mit der höchsten Häufigkeit für den Vergleich verwendet werden. Wird dadurch die Zahl der Preise pro Stadt zu gering, besteht noch die Möglichkeit der Anwendung von Qualitätsbereinigungsverfahren (siehe Kapitel 7).

5.2.3 Definition von überregionalen Produktspezifikationen

Ausgehend von den bisherigen Kenntnissen werden nun die Produktspezifikationen von qualitativ vergleichbaren Produkten definiert. Beim Produkt Nudeln wurden die in Darstellung 5.9 ersichtlichen Produktspezifikationen ausgewählt.

Darstellung 5.9: Produktdefinitionen der ausgewählten Güter

Produkt	Variablen und deren gewählte Ausprägungen				
Nudeln	Marken-segment	Produktart	Besonderheit	Menge	Geschäfts-kategorie
	3 Glocken, Birkel, Bernbacher, Barilla, Buitoni, Möwe, Riesa, Gaggi	–	–	400–600 g	Supermarkt

So werden Markennudeln aus der Geschäftskategorie Supermarkt innerhalb des „Mengenkorridors“ 400–600 g als preislich vergleichbar angesehen. Zunächst wurde anhand der Ergebnisse der Regressionsanalyse (siehe Darstellung 5.8) die Wahl der Geschäftskategorie getroffen. Da die Geschäftstypen Supermarkt und SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt einen relativ hohen, signifikanten Einfluss auf den Preis haben, kann man sich grundsätzlich für die Betrachtung von nur einem dieser Geschäftstypen oder für alle anderen bei diesem Produkt relevanten Geschäftstypen entscheiden. Da bei den anderen Geschäftstypen Warenhaus/Kaufhaus, Fachmarkt/Discounter und Fachgeschäft anhand der durchschnittlichen Gewichtung der einzelnen Geschäftstypen in der Verbraucherpreisstatistik gemäß den Marktanteilen der hier relevanten Bundesländer¹¹ nur der Geschäftstyp Fachmarkt/Discounter noch eine Relevanz hat, muss eine Entscheidung zwischen den drei Geschäftstypen SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt, Supermarkt und Fachmarkt/Discounter fallen.

Bei der Variablen Marke bestehen grundsätzlich drei Möglichkeiten. Entweder man betrachtet eine bestimmte Marke, nur Markenprodukte oder nur No-Name-Produkte bzw. Handels- und Eigenmarken. Da die Betrachtung von nur einer Mar-

¹¹ Vgl. interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.

ke zu keiner ausreichenden Anzahl an Preisbeobachtungen je Stadt führt, bleiben noch die anderen beiden Möglichkeiten. In der Stichprobe sind bei der Variablen Marke mehr als 60 Prozent der Ausprägungen Markennudeln, daher bietet sich der regionale Vergleich von Markenprodukten an. Mit dieser Entscheidung geht einher, dass die Preise von Nudeln aus der Geschäftskategorie Supermarkt miteinander verglichen werden, da Markennudeln vor allem im Supermarkt erhältlich sind. Die Entscheidung bei der Variablen Marke könnte man grundsätzlich aber auch anhand von Marktanteilsdaten unter den Voraussetzungen von Verfügbarkeit und Zugänglichkeit treffen.

Aufbauend auf den Erkenntnissen aus den KKP's wurde ein „Mengenkorridor“ festgelegt. Nur Beobachtungen mit einer ursprünglichen Menge – vor der Referenzmengentransformation – zwischen 400 und 600 g werden bei der Anzahl der Preisbeobachtungen je Stadt berücksichtigt. Zwar wurden nach der Referenzmengentransformation Extremwerte entfernt, allerdings wird so bei nicht als Extremwerten qualifizierten Beobachtungen einer Verzerrung im Preis durch deutliche abweichende Ursprungsmengen vorgebeugt. In den meisten Fällen geht mit einer größeren Menge eines Gutes ein verhältnismäßig niedriger Preis einher.

Die Produktdefinitionen der anderen hier untersuchten Güter sind im Anhang in Darstellung A5 ersichtlich. Grundsätzlich wurde aufgrund der Ergebnisse der Regressionsanalysen entschieden, bei welchen Variablen Ausprägungen definiert werden. Unter Berücksichtigung der Erkenntnisse aus den KKP's und den Häufigkeiten der einzelnen Ausprägungen in den Daten der Verbraucherpreisstatistik¹² wurden dann die Ausprägungen spezifiziert. Neben dieser schematischen Vorgehensweise wurden aufgrund der Gegebenheiten in den Daten aber auch abweichende Entscheidungen getroffen. Besonders erwähnenswert ist dabei beim Produkt Flaschenbier, dass als Spezifikation bei der Variablen Marke die Ausprägung „bekannte Marken“ gewählt wurde. Dies wurde so gehandhabt, da es bei Bier kaum Handelsmarken gibt und in der Stichprobe vor allem Markenbiere enthalten sind. Außerdem gestaltet sich eine Markenkategorisierung sehr schwierig.

Bei der Güterart Damenjeans konnten bei den Variablen Größe/Farbe/Muster, Material, Schnitt und Sonstiges (Abnäher, Applikation, Knopfverschluss) mit der Regressionsanalyse signifikante Einflüsse auf den Preis nachgewiesen werden. Trotzdem wurden bei diesen Variablen bei der Produktspezifikation der zu vergleichenden Beobachtungen keine Vorgaben gemacht. Ursächlich dafür waren die vielen verschiedenen Ausprägungen der einzelnen Variablen, die keine klare Abgrenzung von vergleichbaren Produkten zuließen.

¹² Nicht nur die Häufigkeiten in den Daten für ganz Deutschland, sondern auch die Häufigkeiten bei den gewählten Städten spielten dabei eine Rolle.

Beim Produkt Spachtelmasse o. Gips werden entgegen der Praxis bei den KKP nicht nur Spachtelmassen für innen verglichen. Der Grund dafür ist, dass in den Daten der Verbraucherpreisstatistik im Juni 2008 bei der Variablen Besonderheit mehr als 65 Prozent der Ausprägungen unbekannt sind und durch die Regressionsanalysen kein Einfluss der Variablen nachgewiesen werden konnte. Grundsätzlich wurden bei den Produkten in Anlehnung an die KKP-Items „Mengenkorridore“ festgelegt. Der „Mengenkorridor“ wurde mit 400–600 g festgelegt. Dieser „Mengenkorridor“ unterscheidet sich von dem im Rahmen der KKP verwendeten, da den Ausprägungen der vorhandenen VPI-Daten Rechnung getragen wurde. So wurde auch bei den anderen Produkten mit „Mengenkorridor“ verfahren.

Bei den beiden technischen Produkten Fernsehempfangsgerät und Waschmaschine wurden vergleichbare Marken anhand einer vorhandenen Markenanalyse ausgewählt.¹³ Diese Markenanalyse führte zur Einteilung von Marken in Segmente, die durch vergleichbare Qualitäten und Preise gekennzeichnet sind. Die Marken wurden in drei verschiedene Kategorien eingeteilt. Eine Entscheidung zugunsten einer bestimmten Markenkategorie wurde jeweils mithilfe der Zahl an Beobachtungen in der Stichprobe gefällt. Bei der Erhebung des technischen Produkts Waschmaschine wurde entschieden, alle Labels (Energieeffizienz-, Waschwirkungs- und Schleuderwirkungsklasse) im Rahmen einer Variablen zu erfassen. Die Regressionsanalyse ergab, dass die Labelklassen einen signifikanten Einfluss auf den Preis haben. Da aus dieser Analyse aber nicht ersichtlich war, ob auch wirklich die einzelnen Labels relevant sind, wurden Variablen für jedes Label einzeln generiert und weitere Regressionsanalysen durchgeführt. Da durch die Ergebnisse auch der signifikante Einfluss der einzelnen Labels nachgewiesen werden konnte, wurde entschieden, dass die Labelklasse „A/A/B“ bedingt durch die Häufigkeit von fast 60 Prozent für die Produktspezifikation verwendet werden soll. Weiterhin wurde bei der Variablen Abmessung entschieden, einen Tolleranzbereich von ± 1 cm zuzulassen, da eine geringe Abweichung den Preis nicht beeinflussen sollte und somit die Zahl der vergleichbaren Produkte im Bezug auf diese Variable deutlich größer ist.

Die Kinoeintrittskarten wurden bei der Variablen Tag mit den Ausprägungen „Wochenende“, „Samstag“ und „Sonntag“ definiert, da diese Ausprägungen als gleich einzuschätzen sind. Die Spezifikationen der einzelnen Variablen war beim Produkt Kinoeintrittskarten besonders schwierig, da die einzelnen Ausprägungen aufgrund von Überschneidungen in den Ausprägungen nicht eindeutig in Kategorien eingeteilt werden konnten. Im Folgenden wird sich nun für die Kinoeintrittskarte und alle anderen Produkte zeigen, ob die gewählten Spezifikationen zu homogenen Verteilungen der Preise führen.

¹³ Vgl. interne Unterlage der Verbraucherpreisstatistik.

5.2.4 Verteilungsanalysen für die regionalen Unterstichproben

Nach Abschluss der Wahl der Produktspezifikationen kann nun identifiziert werden, wie viele Preisbeobachtungen je Stadt mit vergleichbaren Eigenschaften für einen regionalen Preisvergleich anhand der nachträglichen Selektion aus der Verbraucherpreisstatistik zur Verfügung stehen. Neben der reinen Betrachtung der Anzahl werden aber auch die Verteilung und die Streuung der Preise untersucht.

Ausgehend von der in Abschnitt 3.3 gewählten Definition sind beim Produkt Nudeln in allen der betrachteten Städte Preise von qualitativ vergleichbaren Produkten verfügbar (siehe Darstellung 5.10). In Berlin ist im Vergleich zu den anderen Städten eine relativ große Anzahl an Preisen vorhanden. Bei den anderen Städten gibt es zwischen einem und drei vergleichbaren Preisen, wobei gerade in Hamburg und München trotz der Größe der Städte die Anzahl an vergleichbaren Preisen relativ klein ist.

Darstellung 5.10: Verfügbare Beobachtungen je Stadt

Produkt	Stadt und Anzahl der verfügbaren Beobachtungen					
	Berlin	Hamburg	München	Köln	Rostock	Ansbach
Nudeln	7	2	2	3	2	1
Mineralwasser	4	1	2	0	0	0
Flaschenbier	6	1	4	3	2	2
Damenjeans o. a. Freizeithose	11	11	11	11	11	Keine Erhebung
Spachtelmasse o. Gips	9	2	6	Keine Erhebung	1	Keine Erhebung
Waschmaschine	2	5	0	Keine Erhebung	Keine Erhebung	Keine Erhebung
Vollwaschmittel	2	1	4	2	0	1
Taxifahrt	Umrechnung war nicht möglich	1	1	Keine Erhebung	1	Keine Erhebung
Fernsehempfangsgerät	0	1	1	Keine Erhebung	Keine Erhebung	Keine Erhebung
Hunde- o. Katzenfutter	2	0	4	0	0	Keine Erhebung
Kinoeintrittskarte	10	1	9	3	2	0
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä.	16	3	5	Keine Erhebung	6	Keine Erhebung
Friseurleistungen für Damen	22	11	8	7	8	6

Über die verfügbaren Beobachtungen je Stadt lässt sich über alle dreizehn eingehend betrachteten Produkte¹⁴ sagen, dass die Zahl je nach Stadt und Produkt sehr unter-

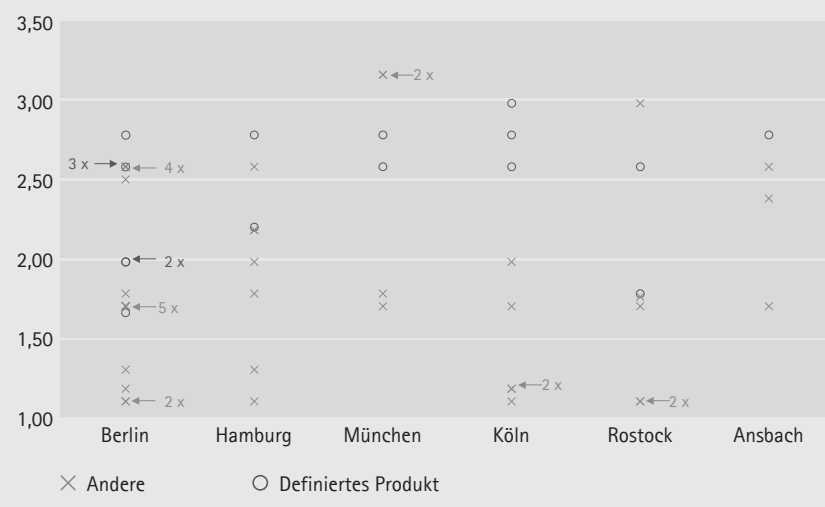
¹⁴ Wie bereits erwähnt, wurde das vierzehnte Produkt Kaffee-, Tafel- o. a. Service aus Porzellan bereits zu einem frühen Zeitpunkt der Expertise aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen.

schiedlich ist. Trotzdem können aber Tendenzen erkannt werden. So weisen Produkte mit weniger in der Verbraucherpreisstatistik erfassten Variablen mehr Preise der gewählten Spezifikation auf. Dies wird besonders bei den Dienstleistungsprodukten deutlich. Dort ist es vor allem darauf zurückzuführen, dass in der Verbraucherpreisstatistik derzeit keine Unterscheidung von Dienstleistungsbetriebstypen vorgenommen wird (verglichen mit den Geschäftstypen bei Waren) und daher die gewählte Produktspezifikation weiter gefasst ist.

Außerdem kann festgestellt werden, dass größere Städte – gemessen an der Einwohnerzahl – über tendenziell mehr vergleichbare Preise verfügen. In diesem Zusammenhang ist auch die problematische regionale Abdeckung zu nennen. Denn in dieser Betrachtung werden nur in den Städten Berlin, Hamburg und München für alle dreizehn Güterarten Preise erhoben. In Ansbach werden dagegen nur für vier und in Köln nur für sieben der dreizehn Güterarten auch Preise beobachtet. Beim Produkt Taxifahrt ist aufgrund von einheitlichen Preisen je Stadt die Zahl an verfügbaren Beobachtungen ausreichend.

Neben der Problematik der Erhebung können aber auch anhand der gewählten Produktspezifikationen nicht in allen Städten vergleichbare Preise in den Daten gefunden werden. Bei den technischen Produkten Waschmaschine und Fernsehempfangsgerät sind aufgrund der sehr präzisen Produktspezifikation nicht in allen Städten vergleichbare Preise vorhanden.

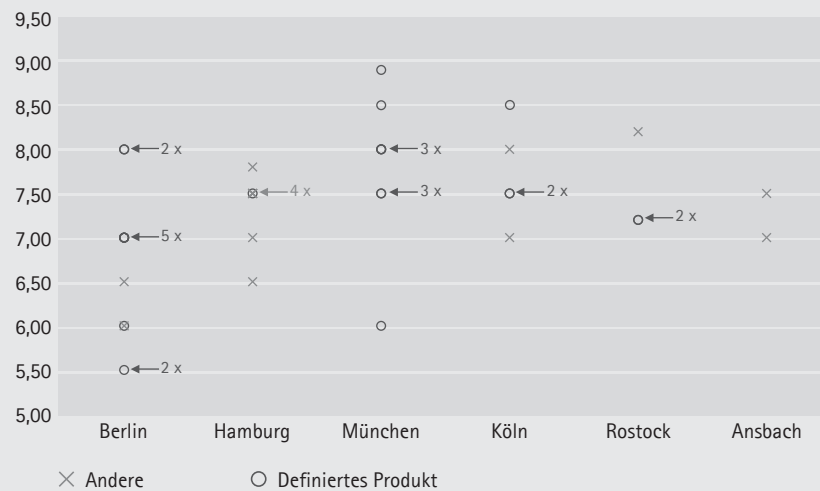
Darstellung 5.11: Verteilung der regionalen Unterstichproben – Beispiel Nudeln



Betrachtet man in Darstellung 5.11 die Verteilungen der Preise des definierten Nudel-Produkts und der restlichen Nudel-Preisbeobachtungen, fällt zunächst auf, dass drei Gruppen von Preisen identifiziert werden können. Eine Gruppe unterhalb eines Preises von 1,50 EUR (hauptsächlich No-Name-Produkte in Discountern), eine Gruppe zwischen 1,50 EUR und 2,25 EUR und eine Gruppe oberhalb eines Preises von 2,25 EUR. Die Preise des definierten Produkts (Markenprodukte in Supermärkten) sind vor allem in der Gruppe oberhalb eines Preises von 2,25 EUR zu finden und zählen somit zum teuren Marktsegment. In diesem Segment gibt es aber auch andere Beobachtungen, die nicht der Spezifikation entsprechen, weil sie z. B. eine Menge von weniger als 400 g besitzen oder in anderen Geschäftstypen wie dem Warenhaus beobachtet wurden. Durch die Produktspezifikation konnte also zum einen eine sehr homogene Gruppe von Preisen ermittelt werden, andererseits wurde die Anzahl der Preise pro Stadt teilweise sehr stark eingegrenzt. Dieser Zusammenhang zwischen der Enge der Produktspezifikation und der Anzahl der Preise besteht auch bei den übrigen betrachteten Güterarten und stellt den Hauptzielkonflikt beim regionalen Preisvergleich dar.

Nicht bei jedem Produkt können homogene Gruppen gefunden werden. Betrachtet man die Verteilung der Preise des Produkts Kinoeintrittskarten in Darstellung 5.12, so wird dies besonders deutlich (alle weiteren Produkte sind in Darstellung A6 im Anhang ersichtlich). Auch kann eine deutliche Streuung der Preise des definierten Produkts identifiziert werden. So liegen in Hamburg und Berlin die höchsten Preise um etwa 50 Prozent über den niedrigsten Preisen.

Darstellung 5.12: Verteilung der regionalen Unterstichproben – Beispiel Kinoeintrittskarte



Ergebnisse wie beispielsweise beim Produkt Kinoeintrittskarten führen zu der Vermutung, dass die mithilfe der Daten der Verbraucherpreisstatistik bestimmten Produktspezifikationen möglicherweise nicht immer eindeutig vergleichbare Produkte definieren. Denn man sollte zumindest erwarten, dass die Streuung der definierten Produkte geringer als die Streuung aller Beobachtungen ist. Allerdings kann man aber auch nicht davon ausgehen, dass eine verhältnismäßig große Streuung nicht auch bei vergleichbaren Produkten auftreten kann.

Bei dem Produkt Damenjeans o. a. Freizeithose konnten anhand der gewählten Produktspezifikation trotz nicht vorgegebener Ausprägungen bei den Variablen Größe/Farbe/Muster, Material, Schnitt und Sonstiges (Abnäher, Applikation, Knopfverschluss) homogene Untergruppen identifiziert werden. Hingegen zeigt sich beim Produkt Flaschenbier, dass die Wahl der Ausprägung bei der Variablen Marke mit Problemen verbunden ist. Diese beiden Beispiele verdeutlichen, wie schwer die Spezifikation von vergleichbaren Produkten ist.

6 Bewertung zu den Möglichkeiten der nachträglichen Selektion

Die Ergebnisse der Untersuchung zeigen, dass ein regionaler Preisvergleich mithilfe einer nachträglichen Selektion aus den Daten der Verbraucherpreisstatistik zurzeit nicht zu zufriedenstellenden Ergebnissen führt. Verwendet man enge Produktspezifikationen, bleiben im Ergebnis zu wenige Preisbeobachtungen für den zwischenörtlichen Preisvergleich übrig. Erweitert man hingegen die Produktspezifikationen, so fallen die Unterstichproben zu heterogen aus. Die Preise der Produkte aus unterschiedlichen Gemeinden sind dann nicht mehr vergleichbar.

Ein weiteres bedeutendes Hindernis für die Verwendung der Daten der Verbraucherpreisstatistik zur Ermittlung von regionalen Preisniveauvergleichen ist zurzeit noch die regionale Abdeckung. Nur in den Städten Berlin, Hamburg und München werden für alle dreizehn betrachteten Güterarten auch Preise erhoben. In Ansbach dagegen werden nur für vier, in Köln nur für sieben der dreizehn betrachteten Güterarten Preise beobachtet. Die Zahl der Erhebungsgemeinden für Deutschland ist für die hier untersuchten Güterarten in der Darstellung 5.3 ersichtlich. Die regionale Abdeckung wird bis zum Jahr 2010 durch die Überarbeitung der regionalen Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik angepasst, so dass bis dahin eine gleichmäßigere Verteilung der Preiserhebung auf die Regionen Deutschlands zu erwarten ist.

Die Untersuchung hat auch gezeigt, dass eine ausreichend enge Produktbeschreibung wichtig für die Vergleichbarkeit der regionalen Preise ist. Die Preisvarianz ist in den Unterstichproben oft deutlich geringer als in der Grundgesamtheit. Für die Waren konnte durch die enge Produktspezifikation jeweils ein homogenes

Marktsegment separiert werden – zum Beispiel lassen sich bei Nudeln drei Segmente ausmachen, wovon mithilfe der engen Produktspezifikation dann eines für den regionalen Preisvergleich ausgewählt werden konnte.

Insgesamt hat sich bei den Waren gezeigt, dass der Geschäftstyp eine wichtige Rolle für den Preis spielt. Das Merkmal Geschäftstyp muss also auf jeden Fall in die Betrachtung einbezogen werden. Bei den Dienstleistungen werden derzeit in der Verbraucherpreisstatistik keine „Dienstleistungsbetriebstypen“ unterschieden. Das schränkt die Möglichkeiten der nachträglichen Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen ein, denn die Preise können sich je nach Betriebstyp sehr stark unterscheiden. Die regionalen Unterstichproben fallen daher bei den Dienstleistungen zwar größer aus, sind aber sehr heterogen und daher zum Teil nur eingeschränkt vergleichbar. Zum Beispiel erscheint bei Friseurdienstleistungen eine Unterscheidung zwischen eher „preisorientierten“ und eher „serviceorientierten“ oder „modeorientierten“ Betriebstypen notwendig.

Die Studie hat weiter gezeigt, dass die Güterbeschreibungen – wie sie gegenwärtig in der Verbraucherpreisstatistik angewandt werden – zwar für die Zwecke des zeitlichen Preisvergleichs ausreichen. Für die nachträgliche Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen sind sie jedoch nur eingeschränkt geeignet. Schon allein für den Zweck dieser Studie war es sehr aufwändig, die Vielzahl unterschiedlicher Beschreibungen eines Produkts in Variablen mit einer überschaubaren Anzahl von Ausprägungen zu überführen. Um regelmäßig regionale Preisniveauevergleiche mit den Daten der Verbraucherpreisstatistik durchführen zu können, müssten die Ausprägungen der Güterbeschreibungsvariablen bundesweit harmonisiert werden.

7 Möglichkeiten und Grenzen der Qualitätsbereinigung im regionalen Preisvergleich

7.1 Grundsätzliche Möglichkeiten

Ein Ergebnis der bisherigen Analyse war, dass die nachträgliche Selektion von Daten der Verbraucherpreisstatistik zum regionalen Preisvergleich bei den technischen Gütern Waschmaschine und Fernsehempfangsgerät zu keinen zufriedenstellenden Ergebnissen führt. Die einzelnen Modelle dieser Güterarten sind derart heterogen, dass die gewählte enge Produktspezifikation dazu führt, dass pro Stadt zum Teil nur eine oder gar keine Preisbeobachtung zum regionalen Vergleich zur Verfügung steht, obwohl die Anzahl der beobachteten Preise mit 40 bis 80 je Stadt vergleichsweise groß ist. Die Produktspezifikation in diesen Fällen zu erweitern, um regionale Preisvergleiche zu ermöglichen, kann nicht als Lösungsmöglichkeit herangezogen werden, da die Vergleichbarkeit der regional ausgewählten Produkte nicht gewähr-

leistet wäre. Wendet man allerdings ein Qualitätsbereinigungsverfahren an, können einerseits weite Produktbeschreibungen verwendet werden und andererseits die dann auftretenden Qualitätsunterschiede zwischen den ausgewählten Produkten bereinigt werden. Eine explizite Qualitätsbereinigung ist allerdings nur anwendbar, wenn sich die Produktqualität hinreichend durch standardisierbare Qualitätsmerkmale beschreiben lässt und eine ausreichende Anzahl an unterschiedlichen Produktvarianten erhoben werden kann. Weiterhin müssen für jede Produktvariante die Qualitätsmerkmale zur Verfügung stehen.

7.2 Hedonische Qualitätsbereinigung

7.2.1 Möglichkeiten der Anwendung im zwischenörtlichen Preisvergleich

Im Folgenden wird daher untersucht, ob es mithilfe eines Qualitätsbereinigungsverfahrens möglich ist, Daten aus der Verbraucherpreisstatistik zum Zweck der regionalen Vergleiche zu verwenden. Das Qualitätsbereinigungsverfahren dient generell dazu, den Geldwert des Qualitätsunterschiedes zwischen Produkten zu bestimmen, um im Anschluss die bereinigten Preise vergleichen zu können.

Grundsätzlich ist diese Vorgehensweise bei Waschmaschinen und Fernsehempfangsgeräten durchführbar. Die Voraussetzungen, dass Preise pro Stadt in hinreichender Anzahl beobachtet wurden und entsprechende Qualitätsmerkmale vorhanden sind, ist erfüllt (siehe Darstellungen A2 und A6 im Anhang). Ein Problem ist allerdings die regionale Abdeckung, denn die Preise für die beiden Güterarten werden nur in 16 Städten in Deutschland erhoben. Im Rahmen dieser Expertise sind nur für die Städte Berlin, Hamburg und München Preise verfügbar. Als Qualitätsbereinigungsverfahren kommt die hedonische Methode zur Anwendung, da im Prinzip für den regionalen Preisvergleich die gleichen Qualitätsbereinigungsverfahren eingesetzt werden können, die für die Berechnung des zeitlichen Preisvergleichs im Verbraucherpreisindex zum Einsatz kommen (Linz/Dexheimer 2005b).

7.2.2 Hedonische Regression

Bei der hedonischen Qualitätsbereinigung wird mithilfe der Regressionsanalyse ein rechnerischer Zusammenhang zwischen der Güterqualität und den Verkaufspreisen hergestellt. Es wird gemessen, wie viel Geld die Konsumenten im Durchschnitt bereit sind, für bestimmte Qualitätseigenschaften zu zahlen. Wie viel würden die Käufer zum Beispiel für eine größere Bildschirmdiagonale bei einem Fernsehempfangsgerät ausgeben? Auf diese Weise kann der Geldwert von Qualitätsänderungen geschätzt und bei der Preismessung berücksichtigt werden. Die hedonische

Methode eignet sich vor allem für technische Güter, die einem raschen Fortschritt unterliegen und deren Qualität sich häufig ändert.

Mithilfe der Regressionsanalyse wird ein funktionaler Zusammenhang zwischen dem Preis einer Güterart und deren Merkmalsausprägungen hergestellt. Die Regressionsanalyse ermittelt, welche der Produktmerkmale einen statistisch signifikanten Einfluss auf den Preis haben und wie hoch dieser genau ist. Ein einfaches Beispiel für Fernsehempfangsgeräte ist in Formel (1) dargestellt:

$$(1) \quad \text{Preis} = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\text{Bildschirmdiagonale in cm})$$

In diesem einfachen Modell setzt sich der Preis eines Fernsehers aus einer Konstanten (β_0) und einem variablen Anteil für die Bildschirmdiagonale zusammen. Der Preis des Fernsehempfangsgeräts steigt proportional mit der Bildschirmdiagonale und zwar um β_1 Geldeinheiten je zusätzlichem Zentimeter Bildschirmdiagonale. Sowohl die Güterarten als auch die Bildung des Preises am Markt sind in der Praxis jedoch wesentlich komplexer. So ist im Allgemeinen der Zusammenhang zwischen Qualitätsmerkmalen und Preis nicht proportional, sondern multiplikativ. Dies lässt sich abbilden, indem die einzelnen Variablen logarithmiert in die Funktion eingehen. Im Gegensatz zu dem einfachen Modell (1) wird bei der Berechnung der Regressionsgleichung für Waschmaschinen und Fernsehempfangsgeräte im deutschen Verbraucherpreisindex die doppelt logarithmische Funktionsform verwendet (Linz/Dexheimer 2005b).

7.2.3 Interpretation im Hinblick auf zwischenörtliche Preisunterschiede

Neben der Anpassung des funktionalen Zusammenhangs lässt sich das Modell (1) noch durch weitere erklärende Merkmale wie die Marke, den Geschäftstyp oder die Gemeinde der Preisbeobachtung erweitern. Die Berücksichtigung der Gemeinde erfolgt in den Regressionsmodellen der Verbraucherpreisstatistik für Waschmaschinen und Fernseher durch Einfügen von Dummyvariablen. So enthält die Regressionsgleichung zum Beispiel eine Dummyvariable, die den Wert „Eins“ annimmt, wenn die betreffende Preisbeobachtung aus der Stadt Hamburg stammt und sonst auf „Null“ gestellt bleibt. Auf diese Weise kann ermittelt werden, wie hoch der Preisunterschied von Produkten ist, die aus verschiedenen Städten stammen. In den Darstellungen 7.1 und 7.2 sind die Regressionskoeffizienten ersichtlich, die für diese Untersuchung verwendet wurden.

Darstellung 7.1: Ergebnisse der Regressionsanalyse für Fernsehempfangsgeräte im Juni 2008

Variable	Parameter-schätzer	Standard-fehler	t-Wert	Semi-partielles R ²	Varianz-inflations-faktor
Konstante	4,934	0,10	49,73	,	0,00
Dummy Hamburg	0,006	0,04	0,15	0,25	1,92
Dummy München	-0,108	0,04	-2,57	0,04	1,64
Bildschirmdiagonale in cm	0,013	0,00	10,74	0,36	3,07
Anzahl Scart Anschlüsse	0,266	0,05	5,66	0,03	1,89
Dummy Bildschirm-technik Plasma	-0,097	0,05	-2,15	0,01	1,72
Dummy Full HD	0,301	0,04	7,00	0,06	1,44
Dummy HDMI	0,076	0,02	3,31	0,01	1,99
Dummy 100 Hz	0,172	0,05	3,50	0,01	1,29
Signifikante Dum-mies für Marken					
Maximum (Loewe)	0,839	0,08	10,66	0,09	1,16

Darstellung 7.2: Ergebnisse der Regressionsanalyse für Waschmaschinen im Juni 2008

Variable	Parameter- schätzer	Standard- fehler	t-Wert	Semi- partiell ² R	Varianz- inflations- faktor
Konstante	5,037	0,13	37,86	,	0,00
Dummy Hamburg	0,028	0,04	0,81	0,07	2,04
Dummy München	-0,023	0,04	-0,65	0,13	1,53
Schleuderzahl in U/min	0,001	0,00	7,20	0,18	2,00
Dummy Geschäftstyp Fachmarkt	-0,159	0,03	-6,01	0,01	1,17
Dummy Geschäftstyp SB-Warenhaus	-0,314	0,12	-2,71	0,01	1,08
Dummy Fassungsvermögen 5-7kg	0,119	0,04	3,26	0,00	2,03
Dummy Fassungsvermögen > 7kg	0,352	0,06	6,25	0,03	1,86
Dummy Programmierzeit	0,078	0,03	2,80	0,01	1,16
Dummy Toplader	0,262	0,04	6,58	0,04	1,65
Signifikante Dummies für Marken					
Maximum (Miele)	0,744	0,04	18,03	0,38	2,09

Das in der Regression verwendete Basismodell stammt aus Berlin, so dass die Koeffizienten im Vergleich zu Berlin interpretiert werden müssen. Die Koeffizienten weisen etwa darauf hin, dass Fernsehempfangsgeräte in München im Juni 2008

um rund 10 Prozent günstiger sind als in Berlin. Allerdings war in diesem Untersuchungszeitraum nur der Koeffizient für Fernseher in München zum Niveau von 5 Prozent signifikant. Demnach gibt es bei Waschmaschinen keinen statistisch nachgewiesenen Preisunterschied in den Städten Berlin, München und Hamburg und auch Fernseher sind statistisch gesehen in Berlin und Hamburg gleich teuer. Damit bestätigen sich Ergebnisse von Linz und Dexheimer (2005b), die ebenfalls keine regionalen Preisunterschiede belegen konnten.

7.2.4 Vergleich mit Durchschnittspreisen

Die Auswirkungen der Anwendung der Qualitätsbereinigung werden deutlich, wenn man die qualitätsbereinigten Koeffizienten aus dem hedonischen Modell mit den Durchschnittspreisen je Stadt vergleicht. Zur Berechnung der Durchschnittspreise werden alle Preisbeobachtungen einer Stadt herangezogen, die unterschiedliche Qualität der beobachteten Modelle bleibt dabei außer Acht. Bei Waschmaschinen liegt der Durchschnittspreis in Hamburg um 31,5 Prozent über dem Preis in Berlin, der in München liegt 14,3 Prozent darunter. Bei Fernsehern liegen die Durchschnittspreise noch weiter auseinander. Der Preis in Hamburg liegt 44,5 Prozent über dem Preis in Berlin, der in München um 28,0 Prozent unter dem Berliner Preis. Die Unterschiede der Durchschnittspreise sind demnach zu einem Großteil durch Qualitätsunterschiede bedingt – so lassen die Ergebnisse der Durchschnittspreise den Schluss zu, dass bei den Erhebungen für die Verbraucherpreisstatistik in Hamburg eher qualitativ hochwertige und damit teurere Produkte erhoben werden, in München dagegen eher günstige Geräte. Für den zeitlichen Preisvergleich stellt dies kein Problem dar – ein räumlicher Preisvergleich wäre daher jedoch mit den vorhandenen Daten ohne Qualitätsbereinigung (oder nachträglicher Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen) nicht sinnvoll.

7.2.5 Zwischenfazit zur Anwendung der hedonischen Methode im zwischenörtlichen Preisvergleich

Die Verwendung der Qualitätsbereinigung ist ein Ansatz, regionale Preisniveaunterschiede aus den Daten der Verbraucherpreisstatistik für solche Güterarten zu ermitteln, die aufgrund ihrer Merkmalsvielfalt und ihrer technischen Kurzlebigkeit sehr heterogen sind und bei denen es nicht möglich ist, die nachträgliche Selektion anzuwenden. Benötigt werden allerdings detaillierte Informationen über die Produktmerkmale, eine hinreichend große Stichprobe pro Region und geschultes Personal, das sowohl Produktwissen als auch statistisches Methodenwissen zur Regressionsanalyse besitzt. Dies sind hohe Anforderungen, die den Einsatz erschwe-

ren. Eine Anwendung der hedonischen Qualitätsbereinigung zur Ermittlung von regionalen Preisunterschieden erscheint daher nur dort sinnvoll, wo diese Verfahren ohnehin schon im zeitlichen Preisvergleich eingesetzt werden.

8 Fazit

Gegenstand dieser Untersuchung war die Frage, ob die Daten der Verbraucherpreisstatistik, die für den zeitlichen Preisvergleich erhoben werden, auch für die Berechnung von zwischenörtlichen Preisniveauunterschieden innerhalb von Deutschland eingesetzt werden können – mit dem Ziel, möglichst kostengünstig Informationen zu regionalen Preisniveauunterschieden in Deutschland bereitzustellen.

Die Ergebnisse der empirischen Studie anhand von 14 Produkten aus der Verbraucherpreisstatistik weisen deutlich darauf hin, dass dies zurzeit nicht ohne Weiteres möglich ist. Verwendet man enge Produktspezifikationen für die nachträgliche Selektion von vergleichbaren Preisbeobachtungen, so bleiben im Ergebnis zu wenige Preisbeobachtungen für den zwischenörtlichen Preisvergleich übrig. Erweitert man hingegen die Produktspezifikationen, um mehr Produkte in die regionalen Unterstichproben aufnehmen zu können, so fallen die Unterstichproben zu heterogen aus. Die Preise der Produkte aus unterschiedlichen Gemeinden sind dann nicht mehr vergleichbar.

Das Problem kann im Falle von technischen Produkten, deren Qualität gut messbar ist, durch die Anwendung von Qualitätsbereinigungsverfahren aus theoretischer Sicht teilweise gelöst werden.

Allerdings sind diese Verfahren sehr aufwändig und deren Anwendung für den zwischenörtlichen Preisvergleich ist nur dort sinnvoll, wo sie ohnehin in der Verbraucherpreisstatistik implementiert wurden.

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse bleibt die Möglichkeit, enge Güterspezifikationen vorab zu definieren und das Erhebungsgeschäft der Verbraucherpreisstatistik bei den auf diese Spezifikation passenden Produkten auszuweiten. Dies ist allerdings mit einem hohen Aufwand verbunden, der zumindest kurzfristig nicht unter dem Aufwand für eine eigene Erhebung zum zwischenörtlichen Preisvergleich liegen dürfte. Langfristig könnte es jedoch günstiger sein, die Verbraucherpreisstatistik um Zusatzerhebungen für den regionalen Preisvergleich zu erweitern als alle fünf bis zehn Jahre eine separate Erhebung zum zwischenörtlichen Preisvergleich durchzuführen.

9 Literatur

- http://www.bbr.bund.de/cIn_007/nn_103086/DE/Raumbeobachtung/Werkzeuge/Raumabgrenzungen/SiedlungsstrukturelleGebietstypen/Regionstypen/download__Rtyp7__pdf,templateId=raw,property=publicationFile.pdf/download__Rtyp7__pdf.
- http://www.bbr.bund.de/nn_103086/DE/Raumbeobachtung/Werkzeuge/Raumabgrenzungen/SiedlungsstrukturelleGebietstypen/Regionstypen/regionstypen.html.
- <http://www.bundesverfassungsgericht.de/pressemitteilungen/bvg07-025.html>.
- ILO et al. (2004): Consumer Price Index Manual: Theory and Practice, Geneva, International Labour Office, 2004.
- Linz, Stefan und Dexheimer, Verena (2005a): Weiterentwicklung der Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik. In: Statistisches Bundesamt (Hg.): Wirtschaft und Statistik, Heft 6/2005, S. 582–586.
- Linz, Stefan und Dexheimer, Verena (2005b): Dezentrale hedonische Indizes in der Preisstatistik. In: Statistisches Bundesamt (Hg.): Wirtschaft und Statistik, Heft 3/2005, S. 249–252.
- Silver, Mick und Heravi, Saeed (2002): Quality Adjustment for PPP: Principles and an empirical study, DraftPaper prepared for a Conference on the International Comparison Program, World Bank, Washington D. C., March 2002.
- Ströhl, Gerd (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. In: Statistisches Bundesamt (Hg.): Wirtschaft und Statistik, Heft 6/1994, S. 415–434.
- von der Lippe, Peter (2006): Bemerkungen zur Studie „Die reale Kaufkraft in Bayern 2002“ zur Vorlage beim Bundesverfassungsgericht. Statistisch-methodische Analyse einer Studie vom Bayerischen Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie, München, Juli 2003, Universität Duisburg-Essen, 2006.

10 Anhang

Darstellung A1: Beschreibungsmerkmale in der Verbraucherpreisstatistik

Produkt	Variablen	Anzahl unterschiedlicher Ausprägungen
Mineralwasser 746 Beobachtungen für Deutschland	Marke (Freitext)	166
	Produktart (Freitext)	4
	Verpackung (Freitext)	5
	Menge (Freitext)	21
	Geschäftskategorie (Numerisch)	6
Flaschenbier 903	Marke (Freitext)	118
	Produktart (Freitext)	10
	Verpackung (Freitext)	5
	Menge (Freitext)	15
	Geschäftskategorie (Numerisch)	6
Damenjeans o. a. Freizeithose 1.545	Marke (Freitext)	125
	Produktart (Freitext)	9
	Saison (Freitext)	6
	Art/Stil (Freitext)	12
	Größe/Farbe/Muster (Numerisch/Freitext)	131
	Material (Freitext)	28
	Schnitt (Freitext)	41
	Sonstiges (Abnäher, Applikation, Knopfverschluss; Freitext)	69
	Geschäftskategorie (Numerisch)	5
Spachtelmasse o. Gips 205	Marke (Freitext)	55
	Produktart (Freitext)	5
	Besonderheit (Freitext)	12
	Menge (in Kilogramm)	10
	Geschäftskategorie (Numerisch)	4

Fortsetzung Tabelle A1

Waschmaschine 915	Marke (Freitext)	28
	Produktbezeichnung (Freitext)	392
	Labels (Energieeffizienz-, Wasch- wirkungs-, Schleuderwirkungs- klasse, Freitext)	8
	Abmessung (BxHxT in Zentimetern)	73
	Stromverbrauch (in Kilowattstunden)	28
	Maximale Schleuderzahl (Umdrehungen in der Minute)	9
	Maximale Vorprogrammierzzeit (in Stunden)	10
	Wasserverbrauch (in Litern)	29
	Fassungsvermögen (in Kilogramm)	11
	Ladeverhalten (Freitext)	2
	Unterbaufähig (ja/nein/unbekannt)	3
	Farbe (Freitext)	2
	Bedienart (Freitext)	4
	Sonderprogramme (ja/nein)	2
	Wasserschutzsystem (Freitext)	7
	Mengenautomatik (ja/nein/unbekannt)	3
	Motor-/Geräuschdämmung (ja/nein/unbekannt)	3
	Schaumregulierung (ja/nein/unbekannt)	3
	Schontrommel (ja/nein/unbekannt)	3
	Speicherung häufiger Programme (ja/nein/unbekannt)	3
	Kurzprogramm (ja/nein/unbekannt)	3
	Schnellbefeuchtung (ja/nein/unbekannt)	3
	Programmende wählbar (ja/nein/unbekannt)	3
	Neue Bullaugenform (ja/nein/unbekannt)	3
Vollwaschmittel 1.101	Marke (Freitext)	38
	Beschaffenheit (Freitext)	5
	Verpackung (Freitext)	5
	Menge (in Kilogramm)	64
	Geschäftskategorie (Numerisch)	5
Taxifahrt (Entfernung 3 km, von einer Taxihalte- stelle aus) 63	Grundgebühr (€)	16
	Entgelt für 3 km (€)	26
	Entgelt für Wartezeit von 1 Std. (€)	24

Fortsetzung Tabelle A1		
Fernseh- empfangsgerät 931	Marke (Freitext)	44
	Produktbezeichnung (Freitext)	470
	Bildtechnik (Freitext)	3
	Bildfrequenz (in Hertz)	2
	Bildauflösung (in Pixel)	18
	Betrachtungswinkel (Horizontal/Vertikal; in Grad)	22
	Kontrast (Numerisch)	45
	Reaktionszeit (in Millisekunden)	19
	Leuchtdichte (in Candela pro Quadrat- zentimeter)	26
	Bildformat (Verhältnis von Breite zu Höhe)	3
	Sound (Freitext)	5
	Scart-Anschlüsse (Anzahl)	3
	Full HD (ja/nein)	2
	HD ready (ja/nein)	2
	VGA/DVI	3
	HDMI-Anschlüsse (Anzahl)	5
	Bild im Bild (ja/nein)	3
	4 in 1 Card Reader (ja/nein)	2
	Festplatte (ja/nein)	2
	Festplattengröße (in Gigabyte)	3
Hunde- o. Katzenfutter 309	DVB-T (ja/nein)	2
	24 Vollbilder in der Sekunde (ja/nein)	2
	Bildschirmgröße/ -diagonale (in Zentimetern)	28
	Marke (Freitext)	52
	Produktart (Freitext)	3
Kinoeintrittskarte (Dienstleistung) 399	Nassfutter/Trockenfutter/Leckerli (Freitext)	4
	Menge (in Gramm)	24
	Geschäftskategorie (Numerisch)	5
	Tag (Freitext)	14
	Zeit (Freitext)	13
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (Restaurant o. Café) 252	Platz (Freitext)	25
	Name des Getränks (Freitext)	5
	Produktart (Freitext)	26
Friseurleistungen für Damen – Waschen, Schneiden, Föhnen 1.024	Menge (Freitext)	2
	Haarlänge (Freitext)	5
	Besonderheit (Freitext)	14

Darstellung A2: Ausprägungen in der Verbraucherpreisstatistik

Produkt					
Mineralwasser					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Gerolsteiner	53	7,1	Mit Kohlensäure	483	64,7
Classic	28	3,8	Medium	120	16,1
Saskia	25	3,4	Still	67	9,0
Glashäger	24	3,2	Unbekannt	76	10,2
Vilsa	24	3,2	Verpackung		
Lichtenauer	23	3,1		Häufigkeit	in %
Brandenburger	22	2,9	Flasche	617	82,7
Elitess	21	2,8	Plastikflasche	37	5,0
Spreequell	18	2,4	Tetrapack	19	2,5
Margon	17	2,3	Glasflasche	4	0,5
Thüringer Waldquell	15	2	Unbekannt	69	9,2
Basinus	14	1,9	Menge		
Volvic	14	1,9		Häufigkeit	in %
Alaska	12	1,6	1,5 l	171	22,9
Apollinaris	11	1,5	1 l	169	22,7
Bad Liebenwerda	11	1,5	12 l	121	16,2
Fürst Bismarck	11	1,5	8,4 l	102	13,7
Merkur	11	1,5	9 l	70	9,4
Selters	11	1,5	0,7 l	52	7,0
Jacobus	10	1,3	0,75 l	12	1,6
Harzer Grauhof	9	1,2	3 l	6	0,8
Vittel	9	1,2	0,5 l	5	0,7
Extaler	8	1,1	2 l	4	0,5
Gaensefurther	8	1,1	10 l	4	0,5
gut + günstig	8	1,1	18 l	2	0,3
Hassia	8	1,1	1,2 l	1	0,1
Silvana	8	1,1	5 l	1	0,1
Unbekannt	29	3,9	13,5 l	1	0,1
138 weitere Aus- prägungen	284	38,1	1 Kasten	10	1,3
(z. B. BonAqua, Fachinger, Aquarel, Christinen, Frische Briese, K-Classik)			1 Packung	7	0,9
Geschäftskategorie			12 Flaschen	4	0,5
			1 Flasche	2	0,3
	Häufigkeit	in %	1-mal	1	0,1
SB-Warenhaus/ Verbrauchermarkt	317	42,5	1,5 Packung	1	0,1
Fachmarkt/Discounter	228	30,6			
Supermarkt	188	25,2			
Warenhaus/Kaufhaus	5	0,7			
Fachgeschäft	5	0,7			
Restlicher Einzelhandel	3	0,4			

Fortsetzung Tabelle A2					
Flaschenbier					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Bitburger	51	5,65	Pils	761	84,3
Hasseröder	46	5,09	Weizen	27	3,0
Krombacher	43	4,76	Helles	19	2,1
Radeberger	43	4,76	Export	12	1,3
Holsten	37	4,10	Alt	7	0,8
Lübser	26	2,88	Schwarzbier	4	0,4
Karlskrone	24	2,66	Kölsch	3	0,3
Feldschlößchen	23	2,55	Lager	1	0,1
Becks	22	2,44	Lemon	1	0,1
Grafenwalder	17	1,88	Unbekannt	68	7,5
Bergadler	15	1,66	Verpackung		
Köstritzer	14	1,55		Häufigkeit	in %
Kindl	13	1,44	Flasche	674	74,6
König Pilsener	13	1,44	Six-Pack	122	13,5
Maternus	13	1,44	Kasten	42	4,7
Schloss	13	1,44	Dose	10	1,1
Adelskrone	12	1,33	Unbekannt	55	6,1
Diebels	12	1,33	Menge		
Eichbaum	12	1,33		Häufigkeit	in %
Flensburger	12	1,33	0,5 l	707	78,3
Jever	12	1,33	3 l	76	8,4
Paulaner	12	1,33	0,33 l	36	4,0
Rostocker	12	1,33	1,98 l	28	3,1
Berliner Pilsener	11	1,22	10 l	24	2,7
Oettinger	11	1,22	7,92 l	11	1,2
Karlsberg	10	1,11	1 l	10	1,1
Licher	10	1,11	5 l	2	0,2
Unbekannt	151	16,72	6 Flaschen	2	0,2
90 weitere Ausprägungen	213	23,60	1 Packung	2	0,2
(z. B. Löwenbräu, Herfoder, Potsdamer Rex, Sternburg, Eisenacher, Hacklberger)			5,5 l	1	0,1
			9,9 l	1	0,1
Geschäftskategorie			20 Flaschen	1	0,1
	Häufigkeit	in %	1 Stück	1	0,1
Supermarkt	387	42,9	6 Stück	1	0,1
Fachmarkt/Discounter	239	26,5			
SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt	233	25,8			
Restlicher Einzelhandel	33	3,7			
Fachgeschäft	7	0,8			
Warenhaus/Kaufhaus	4	0,4			

Fortsetzung Tabelle A2

Damenjeans o. a. Freizeithose					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Canda	244	15,8	Jeans	1.274	82,5
LoGG	233	15,1	Bermudas	3	0,2
Divided Red	232	15,0	Caprihose	3	0,2
Clockhouse	61	3,9	Stoffhose	2	0,1
Yessica	61	3,9	Baumwollhose	1	0,1
Hennes Black Label	58	3,8	Cordhose	1	0,1
ARIZONA	32	2,1	Dreiviertelhose	1	0,1
Blue Vision	32	2,1	Leinenhose	1	0,1
TIMEZONE	32	2,1	Unbekannt	259	16,8
Mac	31	2,0	Saison		
Angels Jeans	29	1,9		Häufigkeit	in %
W. Zerres GmbH Co.	28	1,8	Ganzjährig	1.358	87,9
Bamboo -UG-	22	1,4	Sommer	139	9,0
Giorgio	20	1,3	Winter	13	0,8
H.I.S	18	1,2	Frühjahr/Sommer	2	0,1
Esprit	17	1,1	Frühjahr	1	0,1
Cars	16	1,0	Unbekannt	32	2,1
ELHO	16	1,0	Art/Stil		
JOHN F.GEE	16	1,0		Häufigkeit	in %
Stooker	16	1,0	Sportlich	367	23,8
Unbekannt	140	9,1	Junge Mode	329	21,3
104 weitere Aus- prägungen	191	12,4	Klassisch	208	13,5
(z. B. kik, Brax, Wrangler, Levi's, Gerry Weber, Just for You)			Sportlich, klassisch	66	4,3
			Unbekannt	559	36,2
			7 weitere Aus- prägungen	16	1,0
Größe/Farbe/Muster			(z. B. modisch, elegant, feminin, leger, Freizeit)		
	Häufigkeit	in %	Material		
				Häufigkeit	in %
/schwarz/	270	17,5	Baumwolle (BW)	676	43,8
/blau/	160	10,4	BW-Stretch	282	18,3
/dunkelblau/	122	7,9	Mischgewebe	138	8,9
/braun/	61	3,9	BW, Elasthan	78	5,0
/grau/	60	3,9	98 % BW, 2 % Elasthan	54	3,5
/blau weiß/gestreift	58	3,8	98 % BW, 2 % Elasthan, Stretch	49	3,2
40/blau/	52	3,4	97 % BW, 3 % Elasthan, Stretch	46	3,0
/jeansblau/	48	3,1	Stretch	45	2,9
/weiß/	48	3,1			
40/blau used/	47	3,0			

Fortsetzung Tabelle A2					
/dunkelblau stone/	46	3,0	BW (samtig)	22	1,4
/hellblau/	43	2,8	98,5 % BW, 1,5 % Elasthan	16	1,0
40/dunkelblau/	35	2,3	99 % BW, 1 % Elasthan	16	1,0
42, 32/hellblau/	26	1,7	Unbekannt	102	6,6
42/blau/	18	1,2	16 weitere Aus- prägungen	21	1,4
40/schwarz/	17	1,1	(z. B. 72 % BW, 27 % Polyester, 1 % Elasthan; Leinen; 99 % BW, 1 % Elasthan)		
32/Raw-Denim/	16	1,0	Schnitt		
40/dunkelblau used/	16	1,0		Häufigkeit	in %
40/gebleicht/	16	1,0	5 Pocket	478	30,9
40/weiß o. dark used/	16	1,0	Gerade	287	18,6
Unbekannt	113	7,3	5 Pocket, gerade	137	8,9
108 weitere Aus- prägungen	225	14,6	Bootcut	69	4,5
(z. B. M/blau/,/beige/,/verschiedene/, 34–44/,/wollweiß/, 42/blau/uni)			6 Pocket	61	3,9
			Bein unten weit	42	2,7
			Mit Schlag	36	2,3
			5 Pocket, enge schmale Form	16	1,0
			5 Pocket, feminin, Bootcut	16	1,0
Sonstiges (Abnäher, Applikationen, Knopfverschluss)			5 Pocket, Karotte	16	1,0
	Häufigkeit	in %	5 Pocket, slim&straight	16	1,0
Streifenoptik	76	4,9	Gerade, leicht aus- gestelltes Bein	16	1,0
Gerade, schw. Gürtel	61	3,9	Röhrenjeans	16	1,0
Röhre gelb-türkise Nähte	61	3,9	Unbekannt	295	19,1
Tisch	61	3,9	27 weitere Aus- prägungen	44	2,8
Viele Taschen	58	3,8	(z. B. Gerader Schnitt; 7/8 mit Umschlag; Gerade, mit Bruch; Gerade, regular fit)		
Gelbe Nähte	46	3,0			
Weicher Stoff	42	2,7	Geschäftskategorie		
2 Taschen hinten	20	1,3		Häufigkeit	in %
Knopfverschluss	20	1,3	Fachgeschäft	1.165	75,4
Styl: Lilly	20	1,3	Versandhandel	209	13,5
Reißverschluss, 1 Knopf	17	1,1	Warenhaus/Kaufhaus	65	4,2
Aufwändige Steppung auf den Gesäßtaschen	16	1,0	Fachmarkt/Discounter	61	3,9
Gesäßtasche mit Gold- stickerei	16	1,0	SB-Warenhaus/ Verbrauchermarkt	45	2,9
Gesäßtasche mit Motiv	16	1,0			

Fortsetzung Tabelle A2					
Höher gezogenen Bund, Gesäßtaschen	16	1,0			
Klassische Leibhöhe	16	1,0			
Leicht ausgestelltes Bein	16	1,0			
Tiefer Hüftsitz	16	1,0			
Vorverlegte Seiten-nähte	16	1,0			
Unbekannt	859	55,6			
48 weitere Aus-prägungen	76	4,9			
(Abnäher; Knopf; 2 Taschen vorne; Gesäßtaschen mit Ziernähten; Bestick; grüner Gürtel)					
Spachtelmasse o. Gips					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Moltofill	43	21,0	Spachtelmasse	162	79,0
Pufas	22	10,7	Gips	23	11,2
Faust	15	7,3	Bau- und Hobbygips	3	1,5
Düfa	11	5,4	Stuckgips	3	1,5
Metylan	8	3,9	Unbekannt	14	6,8
Decofil	7	3,4	Besonderheit		
Genius Pro	7	3,4		Häufigkeit	in %
OBI classic	6	2,9	Für innen	48	23,4
Baufan	5	2,4	Zum Anrühren	7	3,4
Krone-Gips	5	2,4	Schnelltrocknend	4	2,0
decotric	3	1,5	Für außen	3	1,5
FLT Handel- u. Service GmbH	3	1,5	1 Std. verarbeitbar	2	1,0
			Atmungsaktiv	1	0,5
Hornbach	3	1,5	Formstabil mit Kunst-harz	1	0,5
Primaster	3	1,5	Für Fassaden	1	0,5
Renovo	3	1,5	Für große Löcher	1	0,5
Vincent	3	1,5	Kunststoffverstärkt	1	0,5
Unbekannt	11	5,4	Naturgipsbasis	1	0,5
37 weitere Aus-prägungen	47	22,9	Unbekannt	135	65,9
(z. B. Meistergold, Primsa, Swing Decor, Brillux, Gips, Proma)			Menge		
			(in kg)	Häufigkeit	in %
Geschäftskategorie			0,5	128	62,4
	Häufigkeit	in %	1,0	40	19,5
Fachmarkt/Discounter	131	63,9	5,0	13	6,3
Fachgeschäft	66	32,2	1,5	12	5,9
Warenhaus/Kaufhaus	5	2,4	2,0	5	2,4

Fortsetzung Tabelle A2					
SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt	3	1,5	25,0	3	1,5
			0,4	1	0,5
			2,5	1	0,5
			10,0	1	0,5
			18,0	1	0,5
Waschmaschine					
Marke			Produktbezeichnung		
	Häufigkeit	in %	Es gibt 392 verschiedene Ausprägungen bei 915 Beobachtungen. Da die Produktbezeichnung ein eindeutiges Bestimmungsmerkmal, aber keine Produkteigenschaft ist, wird diese Variable aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen.		
MIELE	184	20,1			
BOSCH	165	18,0			
SIEMENS	157	17,2			
AEG	105	11,5			
BAUKNECHT	89	9,7	Labels (Energieeffizienz-/Waschwirkungs-/Schleuderwirkungsklasse)		
PRIVILEG	27	3,0			
GORENJE	22	2,4		Häufigkeit	in %
CANDY	21	2,3	A/A/B	548	59,9
ELECTROLUX	18	2,0	A/A/A	128	14,0
SAMSUNG	18	2,0	A+/A/B	106	11,6
BEKO	17	1,9	A/A/C	69	7,5
EBD	13	1,4	A+/A/A	56	6,1
HOOVER	12	1,3	A/B/C	3,0	0,3
HAIER	9	1,0	A+/A/C	3,0	0,3
14 weitere Ausprägungen	58	6,3	A/B/B	2,0	0,2
(z. B. BLOMBERG, WHIRLPOOS, ZANKER, SEG, FAGOR)			Abmessung (BxHxT)		
Stromverbrauch			(in cm)	Häufigkeit	in %
(in kWh)	Häufigkeit	in %	60x85x60	172	18,8
1,02	335	36,6	60x84,7x59	130	14,2
0,95	155	16,9	59,5x85x63,4	71	7,8
1,19	97	10,6	60x84,2x59	66	7,2
0,85	96	10,5	59,5x 85x58	57	6,2
1,36	76	8,3	60x85x59	33	3,6
0,93	55	6,0	60x85,2x59	33	3,6
1,14	33	3,6	40x85x60	32	3,5
1,10	10	1,1	59,5x85x54	30	3,3
1,00	9	1,0	59,5x85x60	30	3,3
19 weitere Ausprägungen	49	5,4	45,6x90x60	27	3,0
(z. B. 0,5 kWh; 0,66 kWh; 0,94 Wh; 0,90 kWh; 1,52 kWh; 1,7 kWh)			40x90x62	26	2,8
			40x89x60	22	2,4
Maximale Schleuderzahl			40x90x60	16	1,7
(U in min)	Häufigkeit	in %	60x85x54	15	1,6
1.400	511	55,8	60x85x58	14	1,5

Fortsetzung Tabelle A2					
1.200	186	20,3	59,5x85x59	12	1,3
1.600	120	13,1	56 weitere Ausprägungen	129	14,1
1.000	71	7,8	(z. B. 60x85x56; 60x84,2x59; 59,5x85x53)		
1.300	17	1,9	Maximale Vorprogrammierzzeit		
1.500	4	0,4	(in Std.)	Häufigkeit	in %
1.100	3	0,3	Keine	344	37,6
1.800	2	0,2	1	237	25,9
1.700	1	0,1	24	190	20,8
Wasserverbrauch			19	49	5,4
(in Litern)	Häufigkeit	in %	23	45	4,9
49	260	28,4	20	17	1,9
45	208	22,7	12	15	1,6
47	115	12,6	9	11	1,2
56	67	7,3	6	2	0,2
42	43	4,7	Unbekannt	5	0,5
46	42	4,6	Fassungsvermögen		
48	33	3,6	(in kg)	Häufigkeit	in %
44	24	2,6	6	382	41,7
39	17	1,9	5	247	27,0
54	17	1,9	7	112	12,2
65	17	1,9	8	83	9,1
41	12	1,3	5,5	64	7,0
60	12	1,3	7,5	11	1,2
16 weitere Ausprägungen	48	5,2	4,5	8	0,9
(z. B. 92 l, 72 l, 53 l, 24 l, 12 l, 1 l)			9	5	0,5
Ladeverhalten			3	1	0,1
	Häufigkeit	in %	3,5	1	0,1
Frontlader	775	84,7	10	1	0,1
Toplader	140	15,3	Unterbaufähig		
Farbe				Häufigkeit	in %
	Häufigkeit	in %	Ja	545	59,6
Weiß	912	99,7	Nein	346	37,8
Silber	3	0,3	Unbekannt	24	2,6
Bedienart			Sonderprogramme		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Ein-Knopf	882	96,4	Ja	914	99,9
Tasten	20	2	Nein	1	0,1
Zwei-Knopf	9	1,0	Wasserschutzsystem		
Mehr-Knopf	4	0,4		Häufigkeit	in %
Mengenautomatik			Wasserstop	397	43,4
	Häufigkeit	in %	Mehrfach	340	37,2
Ja	871	95,2	Wasserschutz	99	10,8

Fortsetzung Tabelle A2					
Nein	30	3,3	Überlaufschutz	36	3,9
Unbekannt	14	1,5	Nein	33	3,6
Motor-/Geräuschdämmung			Auslaufschutz	1	0,1
	Häufigkeit	in %	Unbekannt	9	1,0
Nein	596	65,1	Schaumregulierung		
Ja	282	30,8		Häufigkeit	in %
Unbekannt	37	4,0	Ja	720	78,7
Schontrommel			Nein	162	17,7
	Häufigkeit	in %	Unbekannt	33	3,6
Nein	611	66,8	Speicherung häufiger Programme		
Ja	256	28,0		Häufigkeit	in %
Unbekannt	48	5,2	Nein	795	86,9
Kurzprogramm			Ja	66	7,2
	Häufigkeit	in %	Unbekannt	54	5,9
Nein	669	73,1	Schnellbefeuchtung		
Ja	220	24,0		Häufigkeit	in %
Unbekannt	26	2,8	Ja	615	67,2
Programmende wählbar			Nein	258	28,2
	Häufigkeit	in %	Unbekannt	42	4,6
Nein	751	82,1	Neue Bullaugenform		
Ja	110	12,0		Häufigkeit	in %
Unbekannt	54	5,9	Nein	789	86,2
			Ja	71	7,8
			Unbekannt	55	6,0
Vollwaschmittel					
Marke			Beschaffenheit		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Persil	336	30,5	Pulver	733	66,6
Spee	174	15,8	Megaperls	271	24,6
Ariel	96	8,7	Flüssig	27	2,5
Sunil	57	5,2	Tab's	17	1,5
Tandil	49	4,5	Unbekannt	53	4,8
Weißer Riese	49	4,5	Verpackung		
Gut & Günstig	39	3,5		Häufigkeit	in %
Ja!	24	2,2	Originalpackung	679	61,7
Formil	22	2,0	Nachfüllpackung	282	25,6
Shetlan	20	1,8	Originalflasche	23	2,1
Domol	19	1,7	Nachfüllflasche	2	0,2
Dash	18	1,6	Unbekannt	115	10,4
Denk mit	18	1,6	Geschäftskategorie		
AS	16	1,5		Häufigkeit	in %
Toptil	11	1,0	Fachmarkt/Discounter	481	43,7

Fortsetzung Tabelle A2					
Unbekannt	78	7,1	Supermarkt	378	34,3
22 weitere Aus- prägungen (z. B. Una, A&P, Coral, OMO, Vizir)	75	6,8	SB-Warenhaus/ Verbrauchermarkt	234	21,3
Menge			Fachgeschäft	7	0,6
(in kg)	Häufigkeit	in %	Warenhaus/Kaufhaus	1	0,1
1,350	478	43,4			
2,025	174	15,8			
1,215	152	13,8			
1,500	101	9,2			
2,250	17	1,5			
1,900	16	1,5			
1,552	15	1,4			
57 weitere Aus- prägungen (z. B. 2 kg; 3,32 kg; 10 kg; 7,08 kg; 7,085 kg)	148	13,4			
Taxifahrt					
Grundgebühr			Entgelt für 3 km		
(in €)	Häufigkeit	in %	(in €)	Häufigkeit	in %
2,30	12	19,0	4,20	10	15,9
2,20	9	14,3	5,40	8	12,7
2,40	9	14,3	5,70	8	12,7
2,00	8	12,7	4,80	5	7,9
2,50	8	12,7	3,90	4	6,3
2,10	4	6,3	4,50	4	6,3
2,15	3	4,8	5,10	3	4,8
3,00	2	3,2	4,40	2	3,2
1,50	1	1,6	5,30	2	3,2
1,80	1	1,6	1,80	1	1,6
2,05	1	1,6	3,00	1	1,6
2,60	1	1,6	3,30	1	1,6
2,90	1	1,6	3,45	1	1,6
3,10	1	1,6	3,60	1	1,6
3,40	1	1,6	3,60	1	1,6
3,50	1	1,6	3,75	1	1,6
Entgelt für Wartezeit von 1 Stunde			4,31	1	1,6
(in €)	Häufigkeit	in %	4,35	1	1,6
21,00	11	17,5	4,59	1	1,6
26,00	8	12,7	4,60	1	1,6
24,00	5	7,9	5,00	1	1,6
15,00	3	4,8	5,01	1	1,6
23,00	3	4,8	5,05	1	1,6
18,00	2	3,2	5,80	1	1,6
42,00	2	3,2	5,90	1	1,6
7,50	1	1,6	6,20	1	1,6

Fortsetzung Tabelle A2					
16,00	1	1,6			
16,20	1	1,6			
16,30	1	1,6			
17,50	1	1,6			
19,80	1	1,6			
20,50	1	1,6			
22,00	1	1,6			
22,50	1	1,6			
22,80	1	1,6			
25,00	1	1,6			
26,50	1	1,6			
36,00	1	1,6			
43,20	1	1,6			
45,00	1	1,6			
54,00	1	1,6			
Unbekannt	13	20,6			
Fernsempfangsgerät					
Marke			Produktbezeichnung		
	Häufigkeit	in %	Es gibt 470 verschiedene Ausprägungen bei 931 Beobachtungen. Da die Produktbezeichnung ein eindeutiges Bestimmungsmerkmal, aber keine Produkteigenschaft ist, wird diese Variable aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen.		
PHILIPS	169	18,2			
LG	108	11,6			
PANASONIC	106	11,4			
SAMSUNG	100	10,7			
SONY	70	7,5			
			Bildtechnik		
TOSHIBA	70	7,5		Häufigkeit	in %
SHARP	61	6,6	LCD	803	86,3
GRUNDIG	46	4,9	Plasma	118	12,7
ORION	37	4,0	TFT	10	1,1
JVC	31	3,3	Bildfrequenz		
LOEWE	26	2,8		Häufigkeit	in %
METZ	15	1,6	50 Hz	834	89,6
FUNAI	10	1,1	100 Hz	97	10,4
31 weitere Ausprägungen	82	8,8	Betrachtungswinkel		
(z. B. SEG, DAEWOO, MUSTEK, NORDMENDE, VIEWSONIC)			(Horizontal/Vertikal, in Grad)	Häufigkeit	in %
Bildauflösung					
(in Pixel (Horizontal x Vertikal))	Häufigkeit	in %	178/178	462	49,6
			176/176	212	22,8
1.049.088 (1366x768)	573	61,6	170/170	95	10,2
2.073.600 (1920x1080)	148	15,9	160/160	76	8,2
786.432 (1024x768)	74	8,0	160/140	19	2,0
307.200 (640x480)	54	5,8	160/150	13	1,4
1.296.000 (1440x900)	32	3,4	175/175	10	1,1

Fortsetzung Tabelle A2					
737.280 (1024x720)	18	1,9	15 weitere Ausprägungen	44	4,7
408.960 (852x480)	6	0,6	(z. B. 160/120, 160/155, 90/45)		
11 weitere Ausprägungen	26	2,8	Kontrast		
(z. B. 480.000 (800x600), 1.382.400 (1024x1080))				Häufigkeit	in %
Reaktionszeit			1.200	99	10,6
	Häufigkeit	in %	5.000	98	10,5
8 ms	475	51,0	800	73	7,8
6 ms	100	10,7	8.000	69	7,4
2 ms	90	9,7	10.000	64	6,9
5 ms	88	9,5	1.000	59	6,3
12 ms	37	4,0	15.000	59	6,3
16 ms	36	3,9	500	47	5,1
3 ms	33	3,5	7.500	44	4,7
4 ms	16	1,7	3.000	43	4,6
1 ms	13	1,4	4.000	36	3,9
25 ms	13	1,4	2.000	31	3,3
9 weitere Ausprägungen	30	3,2	1.600	30	3,2
(z. B. 18 ms, 19 ms, unbekannt)			7.000	29	3,1
Bildformat			700	22	2,4
	Häufigkeit	in %	30.000	18	1,9
16:9	838	90,0	600	10	1,1
4:3	85	9,1	28 weitere Ausprägungen	100	10,7
16:10	8	0,9	(z. B. 1.000.000, 40.000, 450, 4.500, 1.400)		
Leuchtdichte			Sound		
(in cd/m²)	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
500	454	48,8	Surround	506	54,4
450	204	21,9	Stereo	413	44,4
550	61	6,6	Multi-Channel	9	1,0
1.500	42	4,5	Ambient sound	2	0,2
300	36	3,9	Tru-Surround	1	0,1
900	24	2,6	Scart-Anschlüsse		
1.000	13	1,4		Häufigkeit	in %
250	11	1,2	2	793	85,2
1.300	11	1,2	1	107	11,5
17 weitere Ausprägungen	75	8,1	3	31	3,3
(z. B. unbekannt, 5.000)			HD Ready		
Full HD				Häufigkeit	in %
	Häufigkeit	in %	Ja	831	89,3
Nein	781	83,9	Nein	100	10,7

Fortsetzung Tabelle A2					
Ja	150	16,1	HDMI-Anschlüsse		
VGA/DVI				Häufigkeit	in %
	Häufigkeit	in %	2	420	45,1
VGI	865	92,9	1	250	26,9
Nein	61	6,6	3	153	16,4
DVI	5	0,5	0	102	11,0
Bild im Bild			4	6	0,6
	Häufigkeit	in %	4 in 1 Card Reader		
Nein	615	66,1		Häufigkeit	in %
Ja	314	33,7	Nein	900	96,7
Unbekannt	2	0,2	Ja	31	3,3
Festplatte			Festplattengröße		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Nein	925	99,4	0 GB	925	99,4
Ja	6	0,6	160 GB	5	0,5
DVB-T			80 GB	1	0,1
	Häufigkeit	in %	24 Vollbilder in der Sekunde		
Nein	517	55,5		Häufigkeit	in %
Ja	414	44,5	Nein	855	91,8
Bildschirmgröße/-diagonale			Ja	76	8,2
(in cm)	Häufigkeit	in %			
81	187	20,1			
94	168	18,1			
66	109	11,7			
106	73	7,8			
107	68	7,3			
51	56	6,0			
82	51	5,5			
80	50	5,4			
102	46	5,0			
48	33	3,5			
127	21	2,3			
38	13	1,4			
50	10	1,1			
15 weitere Ausprägungen	46	4,9			
(z. B. 117, 55, 65, 67, 68, 39)					
Hunde- o. Katzenfutter					
Marke			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Pedigree	109	35,3	Hundefutter	230	74,4
Rinti	43	13,9	Katzenfutter	50	16,2
Kitekat	14	4,5	Unbekannt	29	9,4

Fortsetzung Tabelle A2					
Animonda	12	3,9	Nassfutter/Trockenfutter/Leckerli		
Whiskas	12	3,9		Häufigkeit	in %
Felix	7	2,3	Nassfutter	242	78,3
Winston	7	2,3	Trockenfutter	27	8,7
Espino	4	1,3	Leckerli	1	0,3
Ja!	4	1,3	Unbekannt	39	12,6
Romeo	4	1,3	Menge		
Unbekannt	25	8,1		Häufigkeit	in %
41 weitere Ausprägungen	68	22,0	400	204	66,0
(z. B. Argos, Bester Freund, AS, Happy Dog, TIP, My Fellow)			800	21	6,8
			300	12	3,9
			415	12	3,9
Geschäftskategorie					
	Häufigkeit	in %	820	11	3,6
Fachmarkt/Discounter	111	35,9	1.240	10	3,2
Fachgeschäft	81	26,2	1.000	6	1,9
Supermarkt	58	18,8	15.000	4	1,3
SB-Warenhaus/ Verbrauchermarkt	57	18,4	100	3	1,0
			150	3	1,0
Warenhaus/Kaufhaus	2	0,6	195	3	1,0
			425	3	1,0
			1.200	3	1,0
			2.000	2	0,6
			3.000	2	0,6
			7.500	2	0,6
			200	1	0,3
			635	1	0,3
			850	1	0,3
			1.230	1	0,3
			1.275	1	0,3
			1.500	1	0,3
			2.500	1	0,3
			4.000	1	0,3
Kinoeintrittskarte					
Tag			Zeit		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Wochenende	159	39,8	Abends	243	60,8
Woche	96	24,0	Ganztägig	57	14,3
Kinotag	38	9,5	Nachmittags	26	6,5
Samstag	38	9,5	Ab 18:00 Uhr	7	1,8
Ganze Woche	18	4,5	Ab 19:00 Uhr	5	1,3
Montag	4	1,0	Ab 17:00 Uhr	3	0,8

Fortsetzung Tabelle A2					
Montag, Mittwoch, Donnerstag	3	0,8	Ab 22:00	3	0,8
			Ab 16:00 Uhr	2	0,5
Freitag, Samstag	2	0,5	Ab 15:00 Uhr	1	0,3
Montag, Dienstag	2	0,5	Ab 19:45 Uhr	1	0,3
Werktag	2	0,5	Ab 20:00 Uhr	1	0,3
Mittwoch	1	0,3	Normale Vorstellung	1	0,3
Sonntag–Donnerstag	1	0,3	Unbekannt	49	12,3
Sonntag	1	0,3	Platz		
Unbekannt	34	8,5		Häufigkeit	in %
			Parkett	158	39,6
			Einheitspreis	60	15,0
			Loge	23	5,8
			Sperrsitz	9	2,3
			Parkett und Loge	8	2,0
			Mittlere Reihe	7	1,8
			Alle Plätze	4	1,0
			Kategorie A	4	1,0
			Unbekannt	102	25,6
			16 weitere Ausprägungen	24	6,0
(z. B. Loge, Platz mittlere Reihe; Reihe 3–4; Mitte; Rang)					
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä.					
Name des Getränks			Produktart		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Kaffee	216	85,7	Bohnenkaffee	17	6,7
Espresso	16	6,3	Jacobs	10	4,0
Cappuccino	9	3,6	Kaffee Crème	7	2,8
Tee	2	0,8	Azul	3	1,2
Unbekannt	9	3,6	Schümli	3	1,2
Menge			Unbekannt	191	75,8
	Häufigkeit	in %	19 weitere Ausprägungen	21	8,3
1 Tasse	251	99,6	(z. B. Azul Filterkaffee, Azul Röstkaffee, Melitta, Milchkaffee, Rondo)		
2 Tassen	1	0,4			
Friseurleistungen für Damen					
Haarlänge			Besonderheit		
	Häufigkeit	in %		Häufigkeit	in %
Kurz	503	49,1	Haarspray	260	25,4
Mittel	173	16,9	Haarfestiger und	169	16,5
Alle Längen	94	9,2	Haarspray		
Lang	81	7,9	Gel und	95	9,3
Unbekannt	173	16,9	Haarspray		

Fortsetzung Tabelle A2

	Haarfestiger, Gel und Haarspray	62	6,1
	Ohne	33	3,2
	Haarfestiger	25	2,4
	Haarfestiger oder Haarspray	11	1,1
	Gel	11	1,1
	Packung	3	0,3
	Haarfestiger oder Gel und Haarspray	2	0,2
	Haarfestiger und Gel	2	0,2
	Haarfestiger, Haarspray und Packung	2	0,2
	Gel oder Haarspray und Packung	1	0,1
	<u>Unbekannt</u>	348	34,0

Darstellung A3: Beschreibungsmerkmale bei den Kaufkraftparitäten

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Mineralwasser	Produktart	Still	Mit Kohlen- säure	Mit Kohlen- säure	Still
	Marke	EVIAN	Bekannte	Keine Marken- produkte	Bekannte, nicht EVIAN
	Verpackung	Glas- oder Plastikflasche	Glas- oder Plastikflasche	Multipackung, Glas- oder Plastikflaschen	Glas- oder Plastikflasche
	Menge	1–2 l	0,5 l bzw. 1–2 l	1–2 l pro Flasche	1–2 l
	Sonstiges	–	Eine weitere Unterteilung in kleine und große Flasche wird auch noch vorge- nommen	4–6 Flaschen pro Multi- packung	–
		Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand
		Keine Mineral- wasser mit Geschmack	Keine Quell- wasser, Mine- ralwasser mit Geschmack und Mine- ralwasser in „Sport- flaschen“	Keine Quell- wasser und kein Mine- ralwasser mit Geschmack	Keine Quell- wasser und kein Mineral- wasser mit Geschmack
Flaschenbier	Produktart	„Extra light“, einheimisch	Standard (einheimisch), alkoholarm	Standard (einheimisch), Lagerbier	Standard (einheimisch), Lagerbier
	Marke	Bekannte	Bekannte	Bekannte	Bekannte
	Alkoholgehalt	Weniger als 1,5 %	3,5–4,7 %	4,8–5,6 %	4,8–5,6 %
	Verpackung	Flasche	Flasche	Flasche	Flasche, Multi- packung
	Menge	0,25–0,5 l	0,25–0,5 l	0,25–0,5 l	0,25–0,5 l pro Flasche
	Sonstiges	Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand	Preis ohne Pfand
		–	–	–	4–6 Flaschen pro Multi- packung

Fortsetzung Tabelle A3

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Damen- jeans o. a. Freizeit- hose	Produktart	Hose	Jeans	Cargohose	Jazzhose
	Marke	Bekannte	Diesel	Bekannte	ADIDAS, NIKE, PUMA, REEBOK
	Markenstand	Niedrig	–	Niedrig	–
	Modell	–	Ronhar (regular slim I)	–	–
	Sommerware	Ja	–	–	–
	Material	Synthetisch, etwas Elasthan gestattet	100 % Baum- wolle, Jeans- stoff	100 % Baum- wolle, etwas Synthetik ge- stattet	ca. 90 % Syn- thetisch, 10 % Elasthan
	Stil	Bootcut, tiefe Taille, keine Falten	Keine Falten	Weit geschnit- ten, tiefe Taille	Enge Passform, elastisches Taillenband, ausgestellt
	Futter	Nein	–	–	–
	Farbe	1	–	1	1
	Verschluss	Reißverschluss	Reißverschluss und 2 Knöpfe vorne	–	–
	Taschen	Max. 1 vorne	Vorne und Hinten	–	–
	Sonstiges	–	–	–	Keine Designer- kollektionen (z. B. Adidas von Stella McCartney)
Spachtel- masse o. Gips	Produktart	Pulverförmig, zum Vermi- schen mit Wasser, auf natürlicher Basis	Sofort ver- wendbar, auf natürlicher Basis	Sofort ver- wendbar, auf natürlicher Basis	
	Marke	Bekannte	Bekannte	Bekannte	
	Einsatz- möglichkeiten	Zum Auffüllen von Rissen und Löchern Für Innen	Zum Auffüllen von Rissen und Löchern Für Innen	Zum Auffüllen von Rissen und Löchern Für Innen	
	Farbe	Weiß	–	–	
	Verpackung	Packung	Plastiktube	Plastikdose	
	Menge	1–2 kg	330 g (ca. 250 ml) ±33 g	1 kg (ca. 750 ml) ±0,25 kg	

Fortsetzung Tabelle A3

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Waschmaschine	Produktart	Toplader	Toplader	Frontlader	Frontlader
	Marke	BOSCH, SIEMENS	WHIRLPOOL	MIELE	Bekannte
	Markenstand	–	–	–	Mittel
	Modell	WOT 20540 Logixx 5 (BOSCH)/WP 10 Z 540 (SIEMENS) (Indikativ)	AWE 6515 (Indikativ)	Novotronic W 1514 (Indikativ)	–
	Fassungsvermögen	5 kg	5 kg	5 kg	5,5–6 kg
	Maximale Schleuderzahl	1.000 U/min	1.000 U/min	1400 U/min	1.200 U/min
	Anzeige	Einfach, LED (2–3 Stellen)	Nein	Numerisches Dialogfenster	Numerisches Dialogfenster
	Energieeffizienzklasse	A	A	A	A oder A+
	Waschwirkungsklasse	A	A	A	A
	Schleuderwirkungsklasse	C	C	B	–
	Programmwahl	–	Mechanisch	–	Elektronisch
	Zeitvorwahl	Ja	Nein	Nein	Ja
	Farbe	Weiß	Weiß	Weiß	Weiß
	Abmessung (HxBxT)	ca. 90x40x62 cm	ca. 90x40x60 cm	ca. 85x60x63 cm	ca. 85x60x60 cm
	Sonstiges	–	–	–	Keine Geräte mit alphanumerischem Dialogfenster
Vollwaschmittel	Marke	ARIEL, DIXAN, PERSIL, OMO/SKIP/VIA	Bekannte	Bekannte	
	Beschaffenheit	Pulver	Flüssig oder Gel	Tabs	
	Konzentrat	Ja	Ja	–	
	Menge	1,5–3 kg	1,3–3 l	24–56 Tabs ca. 40 g pro Tab	
	Sonstiges	Keine Spezialprodukte für sensible Haut oder Farberhaltung	Keine Spezialprodukte für sensible Haut oder Farberhaltung	Keine Kapseln und flüssigen Geltabs	

Fortsetzung Tabelle A3

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Taxifahrt	Ort	In Zentrum des Erhebungsortes	In Zentrum des Erhebungsortes	In Zentrum des Erhebungsortes	In Zentrum des Erhebungsortes
	Zeit	Werktag, 15 Uhr	Samstag Nacht, 24 Uhr	Werktag, 15 Uhr	Samstag Nacht, 24 Uhr
	Länge der Fahrt	5 km	5 km	5 km	5 km
	Anzahl der Fahrgäste	2	2	2	2
	Preis beinhaltet	Grundgeführt und Entgelt pro Kilometer	Grundgeführt und Entgelt pro Kilometer	Grundgeführt und Entgelt pro Kilometer	Grundgeführt und Entgelt pro Kilometer
	Sonstiges	Kein Zwischenhalt und Gepäck, keine telefonisch bestellte Taxifahrt und Fahrten zum oder vom Flughafen	Kein Zwischenhalt und Gepäck, keine telefonisch bestellte Taxifahrt und Fahrten zum oder vom Flughafen	Kein Zwischenhalt und Gepäck, keine Fahrten zum oder vom Flughafen	Kein Zwischenhalt und Gepäck, keine Fahrten zum oder vom Flughafen
		–	–	Telefonisch bestellte Taxifahrt	Telefonisch bestellte Taxifahrt
Fernsehempfangsgerät	Marke	LG	JVC	SONY	Bekannte
	Markenstand	–	–	–	Niedrig
	Modell	42PC1RR	LT-40S70	KDL-26S2000 oder 2010 oder 2020	–
	Bildtechnik	Plasma (Flachbildschirm)	LCD (Flachbildschirm)	LCD (Flachbildschirm)	CRT TV
	Bildschirmgröße	106 cm (42")	101 cm (40")	66 cm (26")	35 cm (14")
	Festplatte	80 GB	Nein	Nein	–
	Sound	2x5 W, Surround Max	2x10 W, 3 D Cinema Sound	2x10 W, SRS TruSurround XT	1x3–4 W, mono
	Bildformat	16:9	16:9	16:9	4:3
	Bildfrequenz	–	–	–	50 Hz
	Integrierter digital Receiver	Nein	Nein	Ja, terrestrisch	–
	Reaktionszeit	–	6 ms	8 ms	–

Fortsetzung Tabelle A3

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Hunde- o. Katzenfutter	Produktart	Katzenfutter	Katzenfutter	Hundefutter	Trocken Hundefutter
	Marke	WHISKAS	–	Bekannte	Bekannte
	Markenstand	–	–	Keine hochwertigen Marken	Hoch
	Gekauft in	–	Keinem spezialisierten Laden	Keinem spezialisierten Laden	Spezialisiertem Laden
	Für	Erwachsene Katzen	Erwachsene Katzen	Erwachsene Hunde	Erwachsene Hunde
	Gemacht aus	Fleisch in Sauce oder Gelee	Fleisch (Huhn, Rind, Lamm) in Sauce oder Gelee	Fleisch in Sauce	Fleisch, Getreide, etc.
	Betätigung	–	–	–	Normal
	Rassengröße	–	–	–	Mittel (10–25 kg)
	Rassentyp	–	–	–	Mittel
	Verpackung	Dose	Dose	Dose oder Plastiktüte	Papiertüte
	Menge	350–450 g	350–450 g	750–1.250 g	ca. 3 kg
	Sonstiges	Organische Vielfalt, keine Mehrstückpackungen	Keine Mehrstückpackungen	Nicht PEDEGREE, keine organische Vielfalt, Diätprodukte und keine Mehrstückpackungen	Diätprodukte
Kinoeintrittskarte	Dauer	ca. 2 Stunden		ca. 2 Stunden	
	Tarif	Mittlere Reihe, 1 Platz in der Mitte		Mittlere Reihe, 1 Platz in der Mitte	
	Zeit	Samstagabend		Kinotag (in Deutschland in der Regel Dienstags)	
	Sonstiges	Keine Saisonkarten oder Ähnliches		Keine Saisonkarten oder Ähnliches	

Fortsetzung Tabelle A3

Produkt	Variablen	Ausprägungen			
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä. (Restaurant o. Café)	Produktart	Cappuccino	Filterkaffee	Heiße Schokolade	Tee (1 Beutel)
	Etablissement	Bar/Café oder Ähnliches	Bar/Café oder Ähnliches	Bar/Café oder Ähnliches	Bar/Café oder Ähnliches
	Service	Am Tisch mit Kellner	Am Tresen	Am Tisch mit Kellner	Am Tisch mit Kellner
	Gemacht aus	Geschäumter Milch, mit einem Schuss Espresso	–	–	–
	Menge	1 Tasse	0,12–0,2 l	1 Tasse	Tasse/Kanne
	Sonstiges	Preis inkl. Dienstleistungsgebühr	Preis inkl. Dienstleistungsgebühr	Preis inkl. Dienstleistungsgebühr	Preis inkl. Dienstleistungsgebühr
		Keinen Cappuccino mit Schlagsahne	Kein STARBUCKS Café	Keine Sahne	–
Friseurleistungen für Damen – Waschen, Schneiden, Föhnen	Produktart	Lange Haare kurz schneiden		Nachschneiden von mittellangem Haar	
	Etablissement	Gewöhnlicher Friseur		Gewöhnlicher Damenfriseur	
	Lage	Zentral		Zentral	
	Waschen	Ja		Ja, normal	
	Föhnen	Ja		Ja	
	Angewandte Produkte	Haarschaum, normales Shampoo, Styling Produkte (z. B. Haarspray, Gel)		Styling Produkte (z. B. Haarspray, Gel), normale Bedienung	

Darstellung A4: Regressionsanalyse der Variablen der Verbraucherpreisstatistik

Produkt	Variablen	R²	Ausprägungen (Beitrag zum R²)/Bemerkung				
Mineralwasser	Marke	44,4 %	Sasika (6,6 %)	Classic (6,0 %)	Elitess (5,7 %)	Brandenburger (4,3 %)	Basinus (2,6 %)
			Gut + Günstig (2,6 %)	Alaska (2,2 %)	Gerolsteiner (1,9 %)	Apollinaris (1,5 %)	Volvic (1,5 %)
			Merkur (1,4 %)	Selters (1,2 %)	Fürst Bismarck (1,0 %)	Silvana (0,8 %)	Glashäger (0,7 %)
			Thüringer Waldquell (0,7 %)	Hassia (0,7 %)	Lichtenauer (0,7 %)	Morgan (0,6 %)	Spreequell (0,6 %)
			Vilsa (0,4 %)	Jacobus (0,4 %)	Bad Liebenwerda (0,4 %)		
	Produktart	–	Keine signifikante Erklärungskraft				
	Verpackung	–	Keine signifikante Erklärungskraft				
Geschäftskategorie	32,5 %	Fachmarkt/Discounter (29,9 %)	SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt (2,9 %)	Supermarkt (2,2 %)			
Flaschenbier	Marke	50,4 %	Karlskrone (10,1 %)	Grafenwalder (6,3 %)	Maternus (6,5 %)	Bargadler (5,8 %)	Adelskrone (4,9 %)
			Schloss (4,2 %)	Oettinger (3,4 %)	Flensburger (2,4 %)	Becks (2,4 %)	Krombacher (1,4 %)
			Bitburger (0,7 %)	Jever (0,7 %)	Radeberger (0,6 %)	Feldschlösschen (0,3 %)	Paulaner (0,3 %)
			König Pilsner (0,3 %)				
	Produktart	0,9 %	Pils (0,4 %)	Export (0,5 %)			
	Verpackung	12,1 %	Six-Pack				
	Geschäftskategorie	37,6 %	Fachmarkt/Discounter (32,2 %)	SB-Warenhaus/Verbrauchermarkt (2,7 %)	Supermarkt (2,6 %)		

Fortsetzung Tabelle A4

Produkt	Variablen	R ²	Ausprägungen (Beitrag zum R ²)/Bemerkung				
Damen- jeans o. a. Freizeit- hose	Marke	53,3 %	TIMEZONE (13,5 %)	Mac (9,2 %)	Angels Jeans (8,5 %)	W. Zerres GmbH Co. (5,1 %)	Cars (3,7 %)
			Esprit (2,7 %)	ELHO (1,8 %)	Canda (1,2 %)	LoGG (1,6 %)	LOHN F. GEE (1,5 %)
			Yessica (1,5 %)	H.I.S (0,8 %)	Giorgio (0,8 %)	Stooker (0,7 %)	ARIZONA (0,2 %)
			Clockhouse (0,3 %)	Divided Red (0,3 %)			
	Produktart	–	Nur eine Ausprägung mit einer Häufigkeit von mehr als einem Prozent				
	Saison	11,0 %	Sommer (10,3 %)	Ganzjährig (0,6 %)			
	Art/Stil	2,7 %	Klassisch (0,9 %)	Junge Mode (0,9 %)	Sportlich (0,5 %)	Sportlich, klassisch (0,4 %)	
	Größe/ Farbe/ Muster	31,8 %	/schwarz/ (8,5 %)	32/Raw- Denim/ (6,9 %)	40/blau used/ (2,9 %)	42, 32/hell- blau/ (2,9 %)	40/weiß oder dark used/ (2,9 %)
			/blau weiß/ gestreift (1,6 %)	/dunkelblau stone/ (1,6 %)	/blau/ (0,6 %)	/braun/ (0,7 %)	/jeansblau/ (0,6 %)
			40/dunkel- blau used/ (0,3 %)	40/ gebleicht/ (0,3 %)	40/blau/ (0,3 %)	/dunkelblau/ (0,3 %)	/weiß/ (0,2 %)
			/grau/ (0,3 %)	/hellblau/ (0,3 %)	42/blau/ (0,3 %)	40/schwarz/ (0,2 %)	
	Material	24,1 %	Stretch (5,5 %)	98 % BW, 2 % Elas- than, Stretch (4,5 %)	BW (samtig) (4,5 %)	98 % BW, 2 % Elas- than (3,2 %)	BW-Stretch (2,4 %)
			BW (2,5 %)	97 % BW, 3 % Elas- than, Stretch (0,7 %)	99 % BW, 1 % Elasthan (0,4 %)		
	Schnitt	26,3 %	Gerade (9,3 %)	5 Pocket, enge schmale Form (8,5 %)	Röhrenjeans (3,7 %)	5 Pocket, feminin, Bootcut (1,8 %)	5 Pocket Karotte (1,2 %)
			5 Pocket, gerade (0,9 %)	5 Pocket (0,7 %)	5 Pocket, slim&straight (0,2 %)		

Fortsetzung Tabelle A4

Produkt	Variablen	R²	Ausprägungen (Beitrag zum R²)/Bemerkung				
	Sonstiges	23,6 %	Tiefer Hüft- sitz (5,8 %)	Style: Lilly (5,5 %)	Viele Taschen (2,2 %)	ReißVer- schluss, 1 Knopf (2,2 %)	Streifen- optik (1,8 %)
			Röhre, gelb-türkise Nähte (1,6 %)	Leicht aus- gestelltes Bein (1,4 %)	Aufwändige Steppung auf der Ge- säßtasche (1,4 %)	Gelbe Nähte (1,2 %)	Gerade, schwarzer Gürtel (0,2 %)
			Tisch (0,3 %)				
	Geschäfts- kategorie	12,3 %	SB-Waren- haus/Ver- braucher- markt (3,5 %)	Fachmarkt/ Discounter (3,1 %)	Fachgeschäft (5,6 %)		
Spachtel- masse o. Gips	Marke	28,1 %	Moltofill (8,8 %)	Krone-Gips (6,2 %)	Metylan (5,1 %)	Faust (4,3 %)	Decotric (3,5 %)
	Produktart	23,2 %	Spachtelmasse				
	Besonder- heit	–	Keine signifikante Erklärungskraft				
	Geschäfts- kategorie	–	Keine signifikante Erklärungskraft				
Wasch- maschine	Marke	70,1 %	MIELE (54,8 %)	SIEMENS (2,6 %)	BOSCH (4,7 %)	AEG (4,2 %)	BEKO (0,9 %)
			GORENJE (0,7 %)	HOOVER (0,5 %)	BAU- KNECHT (0,5 %)	ELECTRO- LUX (0,5 %)	PRIVILEG (0,6 %)
			HAIER (0,2 %)				
	Labels	13,6 %	A/A/C (6,6 %)	A/A/B (4,9 %)	A/B/C (1,1 %)	A+/A/B (1,0 %)	
	Abmessung	59,2 %	59,5x85x58 (13,2 %)	59,5x85x63,4 (13,3 %)	45,6x90x60 (10,8 %)	60x85x58 (8,2 %)	60x84,2x59 (8,5 %)
			60x85,2x59 (2,0 %)	59,5x85x54 (1,3 %)	60x85x54 (0,8 %)	40x90x60 (0,5 %)	40x89x60 (0,4 %)
			60x85x59 (0,2 %)	60x85x60 (0,2 %)			
	Strom- verbrauch	3,7 %	Metrisch skalierte Ausprägungen				
	Maximale Schleuder- zahl	16,7 %	Metrisch skalierte Ausprägungen				
	Maximale Vorpro- grammier- zeit	1,5 %	Metrisch skalierte Ausprägungen				
Wasser- verbrauch	1,9 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					

Fortsetzung Tabelle A4

Produkt	Variablen	R ²	Ausprägungen (Beitrag zum R ²)/Bemerkung		
	Fassungsvermögen	8,7 %	Metrisch skalierte Ausprägungen		
	Ladeverhalten	–	Keine signifikante Erklärungskraft		
	Unterbau-fähig	4,1 %	Ja/Nein		
	Farbe	–	Nur eine Ausprägung mit einer Häufigkeit von mehr als einem Prozent		
	Bedienart	0,5 %	Zwei-Knopf		
	Sonderprogramme	–	Nur eine Ausprägung mit einer Häufigkeit von mehr als einem Prozent		
	Wasserschutzsystem	22,7 %	Mehrfach (13,2 %)	Wasserstop (5,0 %)	Wasserschutz (4,5 %)
	Mengenautomatik	–	Keine signifikante Erklärungskraft		
	Motor-/Geräuschdämmung	35,1 %	Ja/Nein		
	Schaumregulierung	12,5 %	Ja/Nein		
	Schontrommel	53,3 %	Ja/Nein		
	Speicherung häufiger Programme	1,9 %	Ja/Nein		
	Kurzprogramm	3,3 %	Ja/Nein		
	Schnellbefeuchtung	4,3 %	Ja/Nein		
	Programmende wählbar	1,2 %	Ja/Nein		
	Neue Bullaugenform	8,0 %	Ja/Nein		

Fortsetzung Tabelle A4								
Produkt	Variablen	R ²	Ausprägungen (Beitrag zum R ²)/Bemerkung					
Vollwaschmittel	Marke	72,8 %	Persil (56,1 %)	Ariel (8,6 %)	Spee (1,9 %)	Weißer Riese (2,2 %)	Sunil (2,0 %)	
			Dash (0,6 %)	Formil (0,3 %)	Tandil (0,2 %)	Gut & Günstig (0,2 %)	Shetlan (0,2 %)	
			Ja! (0,2 %)	Toptil (0,2 %)	Domol (0,2 %)			
	Beschaffenheit	19,5 %	Megaperls					
	Verpackung	0,6 %	Nachfüllpackung					
	Geschäftskategorie	10,7 %	Fachmarkt/Discounter					
Taxifahrt	Die Preise dieses Gutes wurden aufgrund der oben beschriebenen Problematik bereits vereinheitlicht. Es wurde daher bei dem Produkt Taxifahrt keine Regressionsanalyse durchgeführt.							
Fernsehempfangsgerät	Marke	20,2 %	LOEWE (5,8 %)	METZ (5,1 %)	ORION (3,6 %)	FUNAI (2,1 %)	PANASONIC (0,8 %)	
			SHARP (0,5 %)	SONY (0,6 %)	PHILIPS (0,8 %)	SAMSUNG (0,8 %)		
	Bildtechnik	7,2 %	Plasma (6,5 %)	LCD (0,7 %)				
	Bildfrequenz	4,8 %	50 Hertz (Ja/Nein)					
	Bildauflösung	21,8 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Betrachtungswinkel	16,7 %	178/178 (2,8 %)	176/176 (6,4 %)	170/170 (3,3 %)	175/175 (2,6 %)	160/160 (1,7 %)	
	Kontrast	1,4 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Reaktionszeit	8,8 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Leuchtdichte	0,6 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Bildformat	19,4 %	16:9					
	Sound	5,2 %	Stereo					
	Scart-Anschlüsse	23,4 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Full HD	21,3 %	Ja/Nein					
	HD Ready	11,1 %	Ja/Nein					
	VGA/DVI	0,5 %	Nein					
	HDMI-Anschlüsse	15,8 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	Bld im Bild	6,0 %	Ja/Nein					
	4 in 1 Card Reader	3,5 %	Ja/Nein					
	Festplatte	–	Keine signifikante Erklärungskraft					
	Festplattengröße	0,4 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					
	DVB-T	12,6 %	Ja/Nein					
	24 Vollbilder in der Sekunde	3,6	Ja/Nein					
	Bildschirmgröße/-diagonale	43,9 %	Metrisch skalierte Ausprägungen					

Fortsetzung Tabelle A4

Produkt	Variablen	R ²	Ausprägungen (Beitrag zum R ²)/Bemerkung				
Hunde- o. Katzen- futter	Marke	27,2 %	Rinti (6,6 %)	Pedigree (11,0 %)	Whiskas (3,9 %)	Animon- da (4,4 %)	Ja! (1,3 %)
	Produktart	–	Keine signifikante Erklärungskraft				
	Nassfutter/ Trockenfutter/ Leckerli	1,7 %	Nassfutter				
	Geschäftskategorie	13,0 %	Fach- markt/ Discoun- ter (9,5 %)	Fachgeschäft (3,5 %)			
Kinoein- trittskarte	Tag	13,9 %	Wochen- ende (10,1 %)	Samstag (2,7 %)		Woche (1,1 %)	
	Zeit	1,0 %	Ganztägig				
	Platz	5,2 %	Einheits- preis (2,4 %)	Loge (1,8 %)		Kategorie A (1,0 %)	
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä.	Name des Getränks	12,6 %	Cappuccino				
	Produktart	2,1 %	Kaffee Crème				
Friseurlei- stungen für Damen	Haarlänge	1,2 %	Kurz				
	Besonderheit	0,4 %	Ohne				

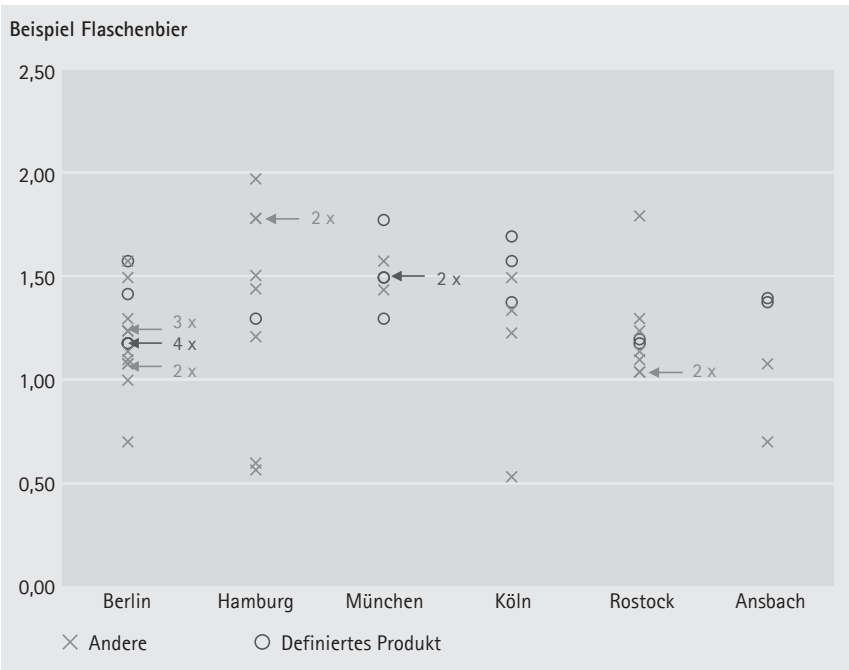
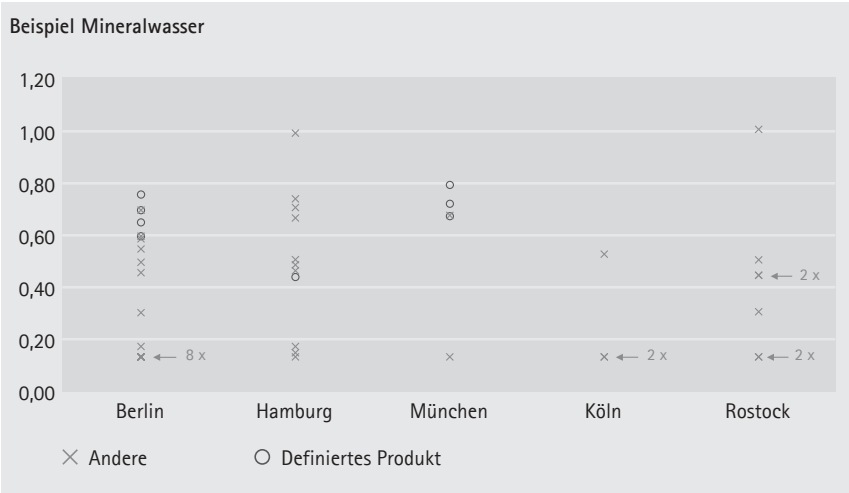
Darstellung A5: Produktdefinitionen der ausgewählten Güter

Produkt	Variablen und deren gewählte Ausprägungen				
Mineralwasser	Marke	Produktart	Verpackung	Menge	Geschäftskategorie
	Adelholzener, Apollinaris, Fürst Bismarck, BonAqua, Gerolsteiner, Glashäger, Hella, Jacobus, Röhn, Spreequell, Überkinger, Vilsa	–	Keine Multipackungen oder Kästen	1–2 l	Supermarkt
Flaschenbier	Marke	Produktart	Verpackung	Menge	Geschäftskategorie
	Bekannte Marke	–	Keine Six-Packs oder Kästen	0,25–0,5 l	Supermarkt
Damenjeans o. a. Freizeit-hose	Marke	Produktart	Saison	Art/Stil	Größe/Farbe/Muster
	Canda, Clockhouse, Divided Red, LoGG, Yessica	Jeans	Ganzjährig	–	–
	Material	Schnitt	Sonstiges	Geschäftskategorie	
	–	–	–	Fachmarkt	
Spachtelmasse o. Gips	Marke	Produktart	Besonderheit	Menge	Geschäftskategorie
	Brillux, Decofil, Düfa, Krone Gips, Lufato, Metylan, Moltofill, Pufas	Spachtelmasse	–	400–600 g	–
Waschmaschine	Marke	Labels	Abmessung	Maximale Schleudernzahl	Fassungsvermögen
	AEG, BOSCH, MIELE, SIEMENS, AEG	A/A/B	60x85x60 (± 1 cm)	1.400 U/min	6 kg
	Wasserschutzsystem	Motor-/Geräuschdämmung	Schaumregulierung	Schontrommel	Neue Bullaugenform
	Wasserstop	Nein	Ja	Nein	Nein

Fortsetzung Tabelle A5

Produkt	Variablen und deren gewählte Ausprägungen				
Vollwasch- mittel	Marke	Beschaffenheit	Verpackung	Menge	Geschäfts- kategorie
	Shetlan, Solido, Super pro, Tandil, Toptil, Domol, Denk mit, AS, u. Ä.	Keine Mega-perls	–	1–2,5 kg	Fachmarkt/ Discounter
Taxifahrt	Die Preise dieses Gutes wurden aufgrund der oben beschriebenen Problematik bereits vereinheitlicht. Es handelt sich hier um eine Taxifahrt der Entfernung 3 km.				
Fernseh- empfangs- gerät	Marke	Bildtechnik	Bildfrequenz	Bildauflösung	Betrachtungs- winkel
	HITACHI, JVC, LG, LOEWE, PANASONIC, PIONEER, SAMSUNG, SHARP, SONY, TOSHIBA	LCD	50 Hertz	1.049.088 (1366x768)	176/176
	Reaktionszeit	Bildformat	Sound	Scart-An- schlüsse	HD Ready
	8 ms	16:9	Stereo	2	Ja
	Full HD	HDMI-An- schlüsse	Bild im Bild	DVB-T	Bildschirm- größe/ -diagonale
	Nein	2	Nein	Nein	81 cm
Hunde- o. Katzen- futter	Marke	Produktart	Nassfutter/ Trockenfutter/ Leckerli	Menge	Geschäfts- kategorie
	Espino, Wins- ton, Romeo, Dein Bestes, AS, Multifit fit + fun, u. Ä.	Hundefutter	–	300–400 g	Fachmarkt/ Discounter
Kinoein- trittskarte	Tag	Zeit	Platz	Sonstiges	
	Wochenende, Samstag, Sonntag	–	Keine Einheits- preise, Logen, A Kategorien oder Unbekannt	Keine Kinderpreise, Familienpreise, Filme mit Überlänge und Karten für Kinder bis 14 Jahren	
Kaffee, Tee, Kakao u. Ä.	Name des Getränks		Produktart		
	Kaffee		Keine Kaffee Crème		
Friseurleis- tungen für Damen	Haarlänge		Besonderheit		
	–		–		

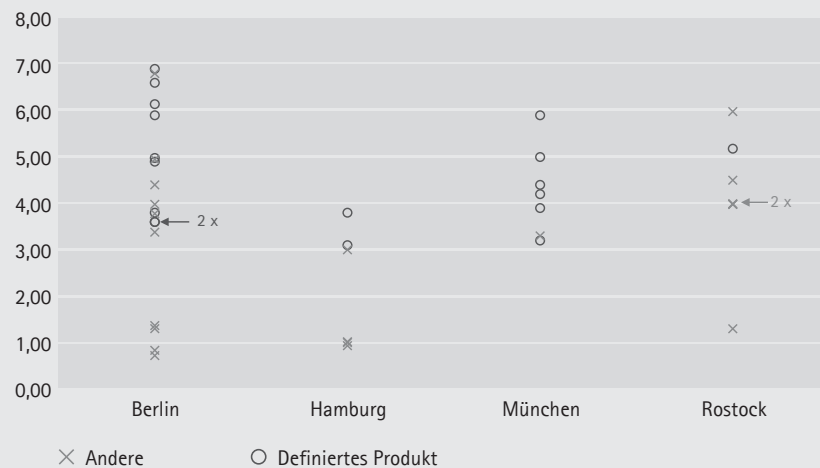
Darstellung A6: Verteilung der regionalen Unterstichproben

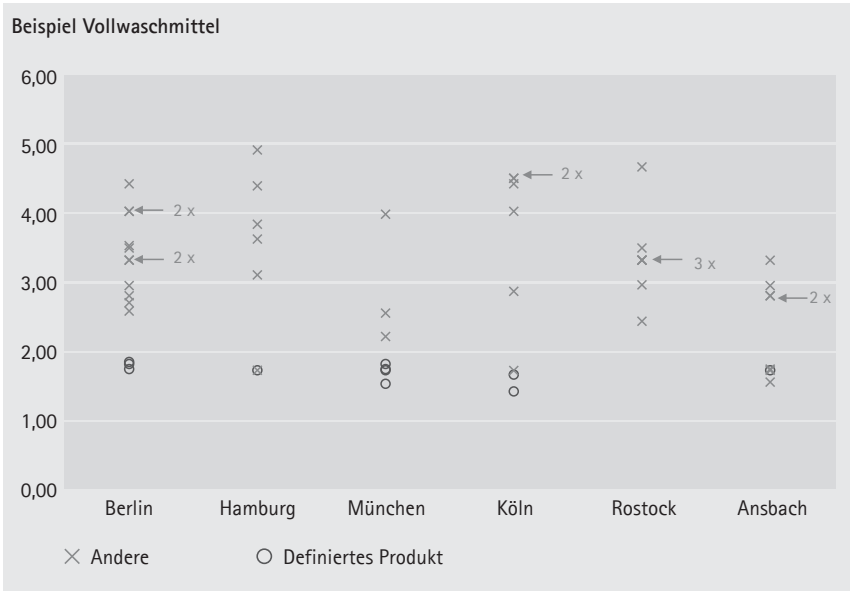
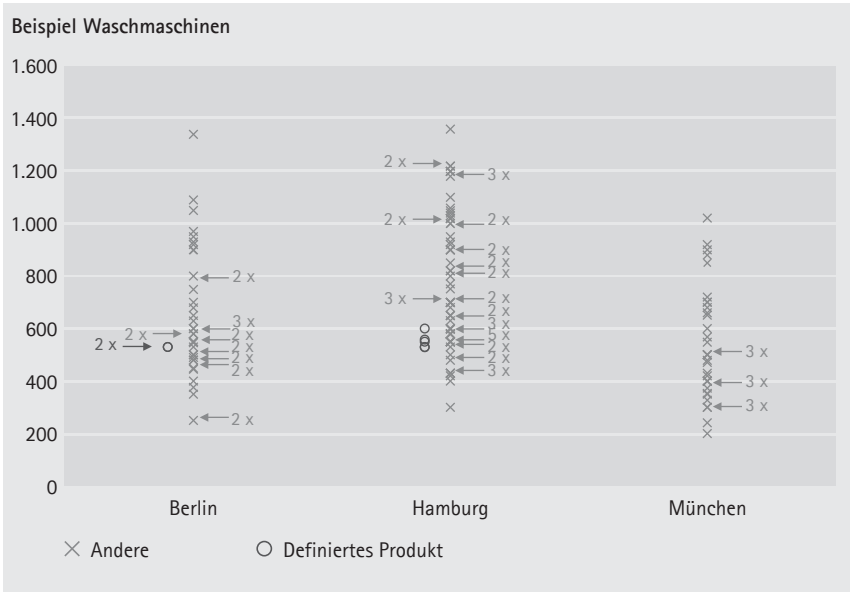


Beispiel Damenjeans oder ähnliche Freizeithose



Beispiel Spachtelmasse oder Gips

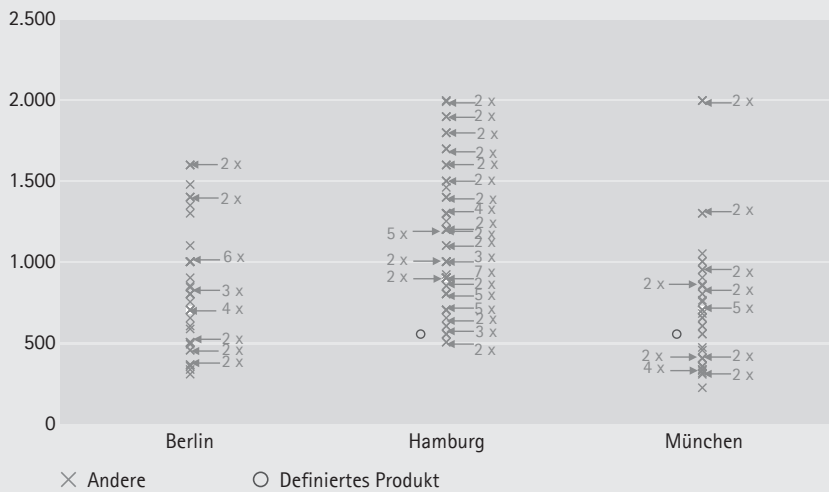




Beispiel Taxifahrt

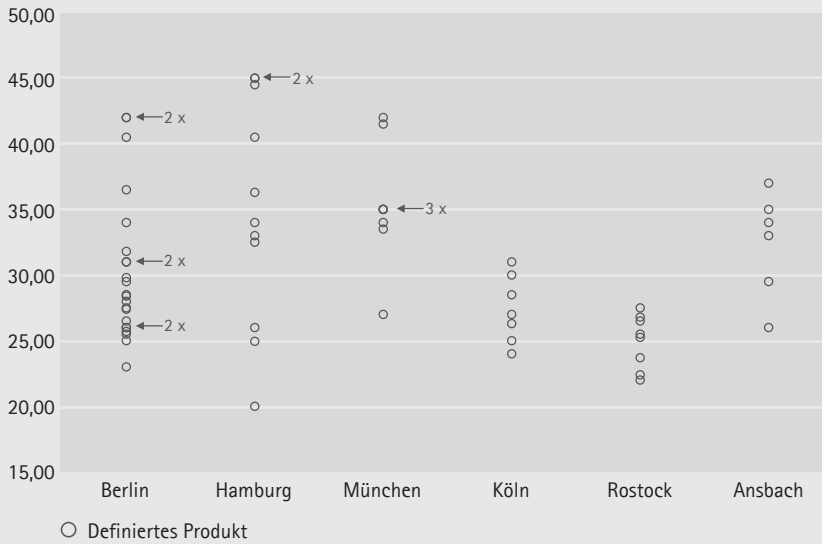


Beispiel Fernsehempfangsgeräte





Beispiel Friseurleistungen Damen



Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey, Martina Schübler
Universität Kassel, Institut für Volkswirtschaftslehre

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	95
2	Ein Preismodell für Konsumgüter und Mieten.....	97
3	Lebenshaltungskosten und regionaler Preisindex.....	100
4	Ökonometrische Modellierung.....	103
5	Daten	106
6	Schätzergebnisse	109
7	Regionaler und temporärer Preisvergleich	112
8	Fazit	120
9	Literatur.....	121

1 Einleitung

Obwohl die Unterschiede in den Lebenshaltungskosten über die Zeit hinweg eine entscheidende Rolle in der Theorie und Politik der Regionalökonomik spielen (Jüßen 2005), sind die Kenntnisse über regionale Preisniveaus in der EU äußerst gering. Nationale statistische Ämter erheben Preisdaten nicht flächendeckend. Vielmehr werden Preiserhebungen üblicherweise punktuell durchgeführt, um den Verbraucherpreisindex (VPI) für Länder und Nationen zu berechnen. Obgleich die statistischen Ämter der Länder Inflationsraten für die 16 NUTS 1-Regionen in Deutschland ermitteln, erlauben die Daten keinen interregionalen Preisvergleich. In Großbritannien ermittelt die private „Reward Group“ regelmäßig Lebenshaltungskostenindizes (cost-of-living indices, COLI) für 11 Makroregionen, die unter anderem für die Berechnung regionalisierter Löhne und Gehälter verwendet werden (Johnston et al. 1996). Informationen über regionale Preisniveaus auf einem niedrigeren regionalen Niveau, beispielsweise für NUTS 2- oder NUTS 3-Regionen, sind gewöhnlich nicht verfügbar.

Aufgrund dieses Informationsmangels müssen sich regionale EU-Studien gewöhnlich auf nominale Indikatoren stützen. Jüßen (2005) deutet auf die Notwendigkeit hin, die Konvergenz des realen BIP zu analysieren, um zu bewerten, ob sich die Regionen wirtschaftlich auseinanderentwickeln oder angleichen. Ebenso sind Vergleiche des regionalen Entwicklungsstands und der Kaufkraft nur bei Kenntnis der regionalen Preisniveaus aussagekräftig. Bei der Messung räumlicher Disparitäten der Lebenshaltungskosten schätzen Aten und Heston (2005) räumliche Preisniveaus, indem sie regionale ökonometrische Modelle mit nationalen Verbraucherpreisindizes kalibrieren. Ein Herunterbrechen von Länderschätzungen auf die regionale Ebene ist allerdings nicht ohne Weiteres zu rechtfertigen. Erstens sind die ökonometrischen Modelle aus internationalen Studien hauptsächlich nachfrageorientiert und nicht wirtschaftstheoretisch fundiert. Zweitens beinhaltet die Kalibrierung mit dem nationalen Verbraucherpreisindex nicht notwendig auch eine adäquate Erklärung der regionalen Preisniveaus. Drittens gibt es a priori keine Garantie, dass die Wirkungen der erklärenden Variablen auf nationalem und regionalem Niveau identisch sind.

Roos (2006a) war der Erste, der eine ökonometrische Bestimmung von regionalen Preisniveaus in Deutschland vorschlug. Er hat erstmals Verbraucherpreisindizes unter Auslassung des Wohnungsbereichs für alle deutschen Kreise und Bundesländer für das Jahr 2003 berechnet. Blien et al. (2008) stellen eine alternative Methode vor, mit der sie für das Jahr 1993 Schätzwerte für alle westdeutschen Kreise berichten. Bei Verwendung der Inflationsraten der Länder rechnet Roos (2006a) die länderspezifischen Preisniveaus (ohne Wohnungsbereich) für den Zeit-

raum von 1994–2002 fort. In einer nachfolgenden Studie kalkuliert Roos (2006b) Verbraucherpreisindizes auf dem Niveau der Bundesländer unter Verwendung von im Mikrozensus erhobenen Wohnungsmieten. Auf der Basis solch aggregierter Daten können West/Ost-Vergleiche von Pro-Kopf-Realeinkommen die Einkommenslücke zu gering erscheinen lassen, wenn hohe Einkommensregionen gleichzeitig hohe Preisregionen sind. Vor allem aber bleibt der Preisindex in tiefer regionaler Disaggregation, wie z. B. der Kreisebene, unvollständig. Er erfasst nicht das tatsächliche Ausmaß räumlicher Disparitäten.

Unsere Studie erweitert die Arbeiten von Roos (2006a, 2006b) in verschiedener Hinsicht. Wir bestimmen einen Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich und einen Mietwohnungsindex für alle deutschen NUTS 3-Regionen für den Zeitraum 1995–2004. Bei Verwendung beider Datenreihen erhält man einen Paneldatensatz für die regionalen Preisniveaus insgesamt. Der Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich spiegelt alleine nicht die regionalen Lebenshaltungskosten adäquat wider, da Wohnungsmieten wesentlich größere räumliche Disparitäten zeigen als Preise für handelbare Produkte und Dienstleistungen. Nur unter Verwendung beider Datenreihen können z. B. fundierte Realeinkommensvergleiche auf Gebietsebene geleistet werden. Wie sich zeigt, sind die Disparitäten des regionalen Preisniveaus erheblich größer als dies durch die unvollständigen Preisindizes zum Ausdruck kommt.

Die in dieser Expertise ermittelten räumlichen Preisniveaus basieren auf regionalen ökonometrischen Preismodellen für den Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich und für den Mietwohnungsindex, die mit einem Nutzenmaximierungsansatz aus einem Zwei-Güter-Modell abgeleitet worden sind. Das Verbraucherpreisindexmodell ohne den Wohnungsbereich ist mit Daten aus dem letzten Preisvergleich von 50 ausgewählten deutschen Städten aus 1993 kalibriert (Ströhl 1994). Mietpreisdaten sind für alle 439 deutschen Kreise am aktuellen Rand der Untersuchungsperiode durch das Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) verfügbar. Prädiktionen für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPM-M), einen Index für Wohnungsmieten (MPI) und den Verbraucherpreisindex insgesamt (VPI) auf dem NUTS 3-Niveau sind im Zeitraum 1995–2004 mit den numerisch spezifizierten ökonometrischen Preismodellen vorgenommen worden.

Eine Regionalanalyse der ökonometrisch ermittelten (Sub-)Preisindizes gibt Aufschluss über das Ausmaß der Preisdisparität. Insbesondere zeigt sich hierbei, dass eine Vernachlässigung des Wohnungsbereichs erhebliche Verzerrungen der regionalen Preisverhältnisse mit sich bringt. Aus einer ergänzenden temporären Analyse lässt sich dagegen prüfen, ob die zeitliche Entwicklung der (Sub-)Preisindizes die theoretisch zu erwartenden Eigenschaften widerspiegelt. Aufschlüsse werden vor allem durch Konvergenzanalysen vermittelt.

Die anschließenden Abschnitte dieser Arbeit sind folgendermaßen aufgebaut. In Kapitel 2 wird ein einfaches Modell für Konsumgüter und Mietpreise als Grundlage für die ökonometrische Modellbildung vorgestellt. Kapitel 3 befasst sich mit Konzepten der Messung von Lebenshaltungskosten (cost of living) und regionalen Preisindizes. In Kapitel 4 werden Aspekte der ökonometrischen Prädiktion der (Sub-)Preisindizes erörtert. Die Datenbasis dieser Studie wird in Kapitel 5 erläutert. In Kapitel 6 werden die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen der Preisgleichungen auf Kreisebene diskutiert. Ein regionaler und temporärer Preisvergleich wird in Kapitel 7 durchgeführt. Kapitel 8 zieht ein Fazit.

2 Ein Preismodell für Konsumgüter und Mieten

Reduzierte Gleichungen für die Konsumgüter (ohne Wohnungsbereich) X und Wohnungsdienstleistungen M können aus einem System von Angebots- und Nachfragegleichungen abgeleitet werden. Der Konsumententheorie zufolge ist die Nachfrage nach beiden Arten von Gütern, X und M , vom Mietpreis und den Preisen der übrigen Konsumgüter, p_M und p_X , dem Einkommen, y , sowie einem Vektor anderer Einflüsse $d = (d_1 \ d_2 \ \dots \ d_r)$ abhängig (vgl. Pollak/Wales 1981; Goodman 1990; Hansen et al. 1998). Olsen (1987) leitet die Nachfrage für Wohnungsdienstleistungen aus einem Zwei-Güter-Modell über eine intertemporale Wahl, basierend auf einer Nutzenfunktion vom Stone-Geary-Typ, ab. Goodman (1990) bezieht demografische Faktoren als erklärende Variablen auf der Basis von Präferenzen oder Ergänzungen mit Blick auf die Ungewissheit über die zukünftigen Preise und Einkommen ein (vgl. Megbolugbe und Cho 1996; Hansen et al. 1998). Er befasst sich außerdem mit dem Problem der Nachfrage von Wohnungsdienstleistungen von Eigentümern (tenure choice).

Das Modell der intertemporalen Wahl erlaubt die Ableitung von Nachfragegleichungen für Wohnungsdienstleistungen und alle anderen Konsumgüter. Zur vereinfachten Darstellung betrachten wir Wohnungsdienstleistungen aus der Sicht eines Mieters.¹ Wegen des Mangels an disaggregierten Zukunftsdaten begrenzen wir die Verbraucherwahl auf eine Periode, nehmen aber ergänzend Variablen in die Nachfragefunktionen auf, die den Nutzen beeinflussen (siehe Olsen 1987).²

1 Arevalo und Ruiz-Castilo (2006) wenden den Ansatz der Mietäquivalenz an, um Wohnungsdienstleistungen aus Eigentum in den Verbraucherpreisindex integrieren zu können (siehe auch Crone et al. 2000).

2 Die Angebots- und Nachfragefunktionen, die aus einer Ein-Perioden-Optimierung abgeleitet werden, stellen Spezialfälle der intertemporalen Nutzenmaximierung dar. Im Allgemeinen ist ein Wissen über zukünftige Güterpreise erforderlich, was insbesondere für eine tiefe regionale Gliederung nicht vorhanden ist. Außerdem sind in unserem vereinfachten Ansatz Konsumentenentscheidungen durch das Einkommen anstatt des Vermögens eingeschränkt.

Der repräsentative Konsument maximiert die Nutzenfunktion, $U = U(M, X)$, hinsichtlich der Budgetrestriktion $p_M \cdot M + p_X \cdot X = y$, in der p_X den Preis aller Güter ohne den Wohnungsbereich darstellt, p_M den Mietpreis und y das Einkommen. Man erhält hieraus gewöhnliche Nachfragefunktionen mit den beiden Preisen der X - und M -Güter, p_X und p_M , sowie dem Einkommen y als erklärende Variablen:

$$(1) \quad X^D = X^D(p_X, p_M, y)$$

und

$$(2) \quad M^D = M^D(p_X, p_M, y).$$

Das gewöhnliche Nachfragesystem (1)–(2) kann mit zusätzlichen Charakteristiken erweitert werden, die mit Variablen verbunden sind, die das Konsumniveau beeinflussen (Pollak/Wales 1981; Goodman 1990; Megbolugbe und Cho 1996). Hierzu zählen Charakteristiken wie z. B. die Altersstruktur der Bevölkerung oder das Bildungsniveau. Das verbundene Nachfragesystem muss die Bedingungen erster Ordnung der originären Gleichungen erhalten (Pollak/Wales 1981). Eine einfache Form der Erweiterung ist die sogenannte Translation, wobei Interaktionen zwischen den originär ökonomischen und den ergänzenden Variablen ausgeschlossen sind.³ Es seien a_X und a_M Funktionen der demografischen Charakteristiken:

$$a_X = a_X(d) \text{ und } a_M = a_M(d).$$

Dann führt die Translation (T) zu dem Nachfragesystem

$$(1') \quad X_T^D = a_X + X^D(p_X, p_M, y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M)$$

und

$$(2') \quad M_T^D = a_M + H^D(p_X, p_M, y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M).$$

Die Parameter a_X und a_M können als Subsistenzmengen interpretiert werden, die von demografischen Charakteristiken abhängig sind. Der Term $y - p_X \cdot a_X - p_M \cdot a_M$ reflektiert daher eine Art von überzähligem Einkommen. Für die Nutzenfunktion vom Typ Stone-Geary $U = (M - a_M)^\gamma (X - a_X)^{1-\gamma}$, in der der Parameter γ den Ausgabenanteil der X -Güter bezeichnet, ist das Nachfragesystem linear, was eine Translationsfunktion unter Verwendung linearer Funktionen nahe legt:

$$a_k = \sum_{j=1}^r \delta_j \cdot d_j, \quad k = X, M.$$

3 Interaktionen können mit der sogenannten Skalierungsmethode berücksichtigt werden (siehe Goodman 1990; Megbolugbe und Cho 1996).

Die Angebotsfunktionen für X und M können auf Grundlage einer Gewinnmaximierung abgeleitet werden, wenn die Technologie als separierbar angenommen wird.⁴ Dann geht die Standardangebotsfunktion für alle Güter außer dem Wohnungsbereich,

$$(3) \quad X^s = X^s(p_x, w, r),$$

aus der neoklassischen Produktionsfunktion mit der Arbeit L und dem Kapital K als Inputfaktoren hervor. Gleichung (3) erklärt das Angebot von X-Gütern als eine Funktion des Güterpreises, p_x , des Lohnsatzes, w , und des Zinssatzes, r .

Das Angebot im Wohnungsbereich kann, inter alia, vom Mietpreis, von den Baukosten, den Finanzierungskosten und dem Angebot an Land abhängen (Ho/Ganesan 1998; Ge et al. 2006). Tse et al. (1999) benutzt die Änderung des Mietpreises als einzigen Einflussfaktor. Mit dem Mietpreis, p_M , einem Maß anderer Rentabilitätseinflüsse, i_p , und dem Angebot an Boden, I , als erklärende Variablen lautet die Angebotsfunktion

$$(4) \quad H^s = H^s(p_M, i_p, I).$$

Im Gleichgewicht müssen sich Angebot und Nachfrage in beiden Märkten entsprechen. Nach Aggregation von (1') und (3) über alle Haushalte und Firmen und Auflösen nach den Gütermarktpreisen p_x erhält man die Beziehung

$$(5) \quad p_x = p_x(p_M, Y, w, r, D).$$

Analog lässt sich der Mietpreis p_M durch Gleichsetzung von (2') und (4) bestimmen:

$$(6) \quad p_M = p_M(p_x, Y, i_p, I, D).$$

Die Gleichungen (5) und (6) geben die Gleichgewichtspreise auf dem Güter- und Wohnungsmarkt als Funktionen der Determinanten der entsprechenden Angebots- und Nachfrageschemata an. Der Vektor D setzt sich aus aggregierten demografischen Charakteristiken zusammen. In beiden Preisfunktionen ist das individuelle Einkommen durch das aggregierte Einkommen Y ersetzt worden.

Die Preisgleichungen (5) und (6) geben den Rahmen für ökonometrische Modelle der beiden Sub-Preisindizes VPI-M (Verbraucherpreisindex ohne Mieten) und MPI (Mietpreisindex) vor. Im Kontext der ökonometrischen Modelle erörtern wir die theoretisch zu erwartenden Effekte ausgewählter erklärender Variablen auf die Preisindizes. Außerdem diskutieren wir Endogenitätsprobleme, die sich in realen Ökonomien ergeben können.

4 Die Technologie wird als separierbar bezeichnet, wenn die Inputs aufgeteilt werden können. Der eine Teil des Inputs wird in der Produktion von X-Gütern, der andere Teil in der Produktion von M-Gütern verwendet.

3 Lebenshaltungskosten und regionaler Preisindex

Seitdem die Boskin-Kommission zu dem Schluss gekommen ist, dass der Verbraucherpreisindex die US-Inflation übertrieben darstellt (Boskin et al. 1998), erfolgt eine Diskussion über Preisindex-Konzepte, die in der amtlichen Statistik benutzt werden. Die Übertreibung der Inflationsrate durch den Verbraucherpreisindex mit einem konstanten Warenkorb entsteht durch eine Vernachlässigung von Substitutionen und Veränderungen der Produktqualität zwischen den Basisperioden. Veränderungen der Lebenshaltungskosten resultieren aus Preis- und Mengenveränderungen, um z. B. ein konstantes Nutzenniveau aufrechtzuerhalten. Mit dem traditionellen Laspeyres-Preisindex lassen sich die Lebenshaltungskosten nicht adäquat messen, weil er auf konstanten Mengen basiert. Aus diesem Grund ist er kein – oder ein sehr unzureichender – Lebenshaltungskostenindex (COLI), sondern ein Güterpreisindex (COGI) (Schultze/Mackie 2002: 38 ff.).

Während Informationen über die zeitliche Entwicklung des Verbraucherpreisindex zur Ausgestaltung der Geldpolitik erforderlich sind, benötigt man interregionale Preisvergleiche, um Aufschlüsse über Unterschiede des Lebensstandards zu erhalten (Rao 2004). Sie betreffen eher den Cost-of-Living-Index (COLI) als den COGI-Ansatz. Ein umfassender Lebenshaltungskostenindex muss alle Arten von Umweltbedingungen kontrollieren, die den Nutzen neben den Preisen der Güter und Dienstleistungen in unterschiedlichen Gebieten beeinflussen. Ein solch umfassender Cost-of-Living-Index ist ein sehr anspruchsvoller Messansatz (Schultze 2003; Diewert 2004b). Lässt man die Erweiterung außer Acht,⁵ vergleicht ein regionaler Lebenshaltungskostenindex die minimalen Ausgabenanteile $C(p_r, U_b)$ und $C(p_b, U_b)$, die erforderlich sind, um das gleiche Nutzenniveau U_b in Region r wie im Basisgebiet b bei gegebenen Preisvektoren p_r und p_b zu erlangen (vgl. Schultze/Mackie 2002: 46; Diewert 2004a; Diewert 2004b):⁶

$$(7) \quad P_r^{\text{COL}} = \frac{C(p_r, U_b)}{C(p_b, U_b)}.$$

Anstelle eines fixen Bündels an Gütern und Dienstleistungen verlangt ein Lebenshaltungskostenindex (COLI) ein konstantes Nutzenniveau. Wenn q_b^* und q_r^* die optimalen Güterbündel bezeichnen, kann der Lebenshaltungskostenindex wie folgt dargestellt werden:

5 In diesem Fall wird der Index auch als „bedingter“ Cost-of-Living-Index („conditional“ COLI) bezeichnet (siehe Schultze/Mackie 2002: 65, 95).

6 Für eine kritische Darstellung des COLI-Ansatzes siehe von der Lippe (2004).

$$(8) \quad P_r^{\text{COL}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{ir}^*}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{ib}^*} \text{ mit } U_r = U_b.$$

Der Cost-of-Living-Index misst die notwendige Kompensation an Einkommen, die erforderlich ist, damit ein Konsument in der Region r nicht schlechter gestellt ist als ein Konsument im Basisgebiet b , wenn für ihn der Preisvektor p_r und nicht p_b relevant ist. Eine positive Kompensation ist gleichbedeutend mit einem Wohlfahrtsverlust, während eine negative Kompensation einem Gewinn an Wohlfahrt gleichkommt. Da die optimalen Bündel q_b^* und q_r^* nicht beobachtbar sind, sind die COLI-Formeln (7) und (8) nicht operational. Sie können mit einem superlativen Preisindex wie dem Fisher-, Törnquist- oder Walsh-Index approximiert werden, bei denen die Preise beider Regionen symmetrisch gewichtet werden.⁷

Räumliche Konsummuster sind – wenn überhaupt – in den meisten Ländern nur bei einem höher aggregiertem Niveau bekannt. Obwohl für fast alle Bundesländer ein Verbraucherpreisindex berechnet wird, sind die Preismesszahlen mit nationalen Ausgaben gewichtet. Auf einem höher disaggregierten Niveau sind regionale Preisindizes erst recht mit nationalen Gewichten konstruiert. Sowohl in Ostdeutschland als auch in Westdeutschland kommt bei einem Preisvergleich auf der Ebene von Städten der Preisindex nach Laspeyres in einer modifizierten Form zum Einsatz (Rostin 1979; Ströhl 1994). Der originäre räumliche Laspeyres-Preisindex ist wie folgt definiert (Neubauer 1996: 151):

$$(9) \quad P_{br}^L = \sum_{i=1}^n \frac{p_{ir}}{p_{ib}} \cdot \frac{p_{ib} \cdot q_{ib}}{\sum_{j=1}^n p_{jb} \cdot q_{jb}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{ib}}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{ib}}.$$

Normalerweise wird eine aktuelle oder fiktive Region als Basisregion b gewählt. Wenn nur nationale Konsumstrukturen verfügbar sind, würde die Verwendung der nationalen Durchschnittspreise in Einklang mit dem „reinen“ Laspeyres sein.

In seinem Preisvergleich zwischen 50 deutschen Städten verwendet Ströhl (1994) die modifizierte Formel (siehe auch Rostin 1979)

$$(10) \quad P_{br}^{\text{RS}} = \sum_{i=1}^n \frac{p_{ir}}{p_{ib}} \cdot \frac{p_{ib} \cdot q_{iG}}{\sum_{j=1}^n p_{jb} \cdot q_{jG}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ir} \cdot q_{iG}}{\sum_{i=1}^n p_{ib} \cdot q_{iG}},$$

⁷ Ein Preisindex wird als „superlativ“ bezeichnet, wenn er sich als Approximation zweiter Ordnung einer beliebigen Nutzenfunktion erweist. Superlative Indizes zeichnen sich dadurch aus, dass sie symmetrisch sind (Diewert 2004c: 348).

wobei b für die Basisstadt Bonn steht und G Deutschland bezeichnet. In (10) werden Preismesszahlen dadurch gebildet, dass die Preise für Güter und Dienstleistungen der Berichtsstadt r in Beziehung zu den entsprechenden Preisen der Basisstadt Bonn gesetzt werden. Die Gewichte sind allerdings fiktive Ausgabenanteile, da die Preise der Basisstadt Bonn mit nationalen Durchschnittswerten multipliziert werden.

Der axiomatische Ansatz der Indextheorie bewertet die Brauchbarkeit von Preisindizes im Hinblick auf ihre formalen Eigenschaften. Axiome, die bei zeitlichen Vergleichen genutzt werden, können, müssen aber nicht räumliche Gegenstücke haben und umgekehrt. Wir wollen unsere Diskussion auf die drei wichtigsten Eigenschaften der Preisindizes (9) und (10) begrenzen,

- Regionale Umkehrbarkeit (region reversal),
- Transitivität (transitivity),
- Charakteristizität (characteristicity),

die einer ökonomischen Interpretation zugänglich sind.⁸ Verschiedene Testresultate geben Aufschluss über einige Vorbehalte, den Preisindex von Rostin und Ströhl als Laspeyres-Index zu bezeichnen.

Ein Preisindex P wird als regional umkehrbar bezeichnet, wenn er invariant zu der Wahl von s oder r als Basisregion in einem bilateralen Vergleich ist:

$$(11) \quad P_{sr} = (P_{rs})^{-1}.$$

In internationalen Studien über die Kaufkraftparitäten nennt man die Überprüfung der Eigenschaft (11) Test auf nationale Umkehrbarkeit (country reversal test) (Diewert 1993: 311; von der Lippe 2001: Kapitel 2, S. 9 und Kapitel 3, S. 8). Trotz einiger Interpretationsschwierigkeiten von (10) besitzt P^{RS} diese erwünschte Eigenschaft. Bei der Verwendung von P^{RS} ist das relative Preisniveau der Regionen eindeutig bilateral festgelegt. Im Gegensatz zu P^{RS} besteht der originäre Laspeyres-Preisindex (9) beim Test auf regionale Umkehrbarkeit nicht.

Was die Konsistenz der Messung anbetrifft, spielt die Eigenschaft der Transitivität von räumlichen Preisindizes eine herausragende Rolle. Unter dem Axiom der regionalen Umkehrbarkeit können $R(R-1)/2$ Preisindexzahlen sinnvoll zwischen R Gebieten errechnet werden. Einerseits können die jeweiligen Preisniveaus zwischen zwei Regionen r und s durch einen direkten Vergleich zwischen r und s gemessen werden. Andererseits kann er indirekt über eine dritte zwischengeschaltete Region t berechnet werden, d. h. durch den nacheinander folgenden Vergleich von r mit t und t mit s .

⁸ Gewöhnlich werden Axiome oder Tests für räumliche Preisindizes im Kontext mit internationalen Vergleichen der Kaufkraftparitäten diskutiert. Siehe Diewert (1993: Kapitel 12), von der Lippe (2001: Kapitel 8), Rao (2004: 498).

Wenn beide Vergleiche dieselbe Indexzahl für jede Region r, s und t des regionalen Systems ergeben, wird der zugrunde liegende Preisindex P als transitiv bezeichnet:

$$(12) \quad P_{rs} = P_{rt} \cdot P_{ts}.$$

Die Eigenschaft der Transitivität gewährleistet interne Konsistenz im Sinne einer eindeutigen Anordnung der Regionen im Hinblick auf das räumliche Preisniveau. In multilateralen Vergleichen können die $R(R-1)/2$ Preisindizes dann ohne Informationsverlust auf $R-1$ Indizes reduziert werden. Es lässt sich einfach zeigen, dass der Preisindex P^{RS} transitiv ist, während dies für den Laspeyres-Preisindex P^L nicht zutrifft. Die Unterschiede zwischen P^L und P^{RS} sind der Grund dafür, letzteren nicht als Laspeyres-Index einzustufen.

Eine Eigenschaft, die eine spezielle Relevanz im Hinblick auf ökonomische Interpretationen erreicht, ist die Charakteristizität. Sie beinhaltet, dass bilaterale Vergleiche für beide Regionen repräsentativ und nicht von Eigenschaften anderer Regionen verzerrt werden sollten. Charakteristizität und Transitivität sind offensichtlich nicht voneinander unabhängig. Ein Preisindex, der die Transitivitätseigenschaft besitzt, muss von den Charakteristika aller möglichen intermediären Regionen beeinflusst werden. Dementsprechend verletzt er immer die Eigenschaften der Charakteristizität im strengen Sinne (siehe Balk 2001). Aus der Sicht des axiomatischen Ansatzes ist es für einen Preisindex vorteilhaft, die meisten regionalen Eigenschaften zu erhalten, ohne die Transitivität zu verlieren. Wie an den Formeln (9) und (11) zu sehen ist, hängt P^{RS} von den Durchschnittsmengen q_{jg} ab, die für den aktuellen Vergleich von zwei Regionen nicht typisch sein müssen. Dies stellt eine potenzielle Quelle für Verzerrungen dar. Vermerkt sei allerdings, dass das Konsummuster der Berichtsregion in P^L ebenso fehlt. Während im ersten Fall die Repräsentativität der durchschnittlichen Ausgabenanteile eine entscheidende Rolle für die Charakteristizität spielt, ist es im zweiten Fall die Repräsentativität der Basisregion, die zählt.

4 Ökonometrische Modellierung

Um ein ökonometrisches Modell für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) und den Mietpreisindex (MPI) zu spezifizieren, nehmen wir Bezug auf die Gleichgewichtsbeziehungen (5) und (6) der Angebots- und Nachfrageschemata. Da die Preise für beide Arten von Gütern für den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt werden müssen, können sie selbst nicht als wechselseitige Determinanten im Preismodell genutzt werden. Darüber hinaus müssen wir aufgrund seiner Konstanz über die Regionen von einer Verwendung des Zins-

satzes absehen.⁹ Dementsprechend müssen regionale Preisniveaus von X-Gütern in empirischen Arbeiten durch die Kaufkraft, den Lohn und andere Faktoren, die den Nutzen beeinflussen, erklärt werden. Die Kaufkraft wird häufig anhand des verfügbaren Einkommens (Y) gemessen. In einigen Gebieten kann die Nachfrage von Touristen und Reisenden die lokalen Preise zusätzlich beeinflussen. Aus diesem Grund führen wir die Hotelübernachtungen (HN) zur Messung des Effekts der externen Kaufkraft auf das regionale Preisniveau ein. In bevölkerungsreichen Gebieten können die Haushalte ihren Nutzen einerseits aufgrund einer umfangreichen Produktpalette erhöhen; sie müssen jedoch andererseits oft Nachteile durch Staus (congestion) und Umweltverschmutzung in Kauf nehmen. Dementsprechend ziehen wir die Bevölkerungsdichte (BD) als weiteren Einflussfaktor hinzu, der die beiden gegenteiligen Effekte erfasst.

Bei der Verwendung dieser erklärenden Variablen lautet das ökonometrische Modell für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich, VPI-M,

$$(13) \quad \text{VPI-M} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y + \alpha_2 \cdot \text{HN} + \alpha_3 \cdot w + \alpha_4 \cdot \text{BD} + u,$$

wobei u eine normalverteilte Störvariable mit einem Erwartungswert von Null und konstanter Varianz ist. Da eine zunehmende Kaufkraft zu vermehrter Nachfrage führt, stehen Y und HN in einer positiven Beziehung zu dem Verbraucherpreisindex (VPI-M). Als Kostenfaktor beeinflusst der Lohnsatz (w) die regionalen Preise ebenfalls positiv. Die DichtevARIABLE (BD) erfasst Ballungseffekte auf regionale Preise. Je höher die Bevölkerungsdichte ist, desto stärker konzentriert sich die Nachfrage auf das bereitgestellte Angebot und übt damit einen aufwärts gerichteten Druck auf den VPI-M aus. Ein stärkerer Wettbewerb unter den Firmen in ökonomischen Zentren arbeitet in die andere Richtung. Dementsprechend hängt das Vorzeichen von BD von der Intensität beider Effekte ab.

Weil Einkommen und Preise auf realen Märkten simultan bestimmt werden, kann Y in ökonometrischen Analysen nicht als exogen gesehen werden. Die bekannte Lohnpreisspirale suggeriert das Gleiche für den Lohnsatz (w). Um eine potenzielle Verzerrung durch Endogenität zu eliminieren, sollten Y und w instrumentiert werden. Das kann durch die Anwendung der zweistufigen Methode der kleinsten Quadrate (TSLS) anstelle einer OLS-Schätzung erreicht werden. Neben den Hotelübernachtungen und der Bevölkerungsdichte kommen die Bevölkerung und das Humankapital als weitere Instrumente in Betracht. Roos (2006a) hat gezeigt, dass die Bevölkerung durchaus genauso viel Erklärungskraft wie das Einkommen haben kann. Das Humankapital wird oft als Kontrollvariable in internationalen ökonometrischen Preismodellen genutzt (vgl. Aten und Heston 2005).

9 Regional abgegrenzte Investitionszuschüsse sind nicht für den Konsumsektor der Volkswirtschaft verfügbar.

Zur Erklärung der Mietpreise wird die Kaufkraft erneut durch das regionale verfügbare Einkommen (Y) gemessen. Zumindest langfristig können die Kosten für die Touristenunterkünfte einen ansteigenden Druck auf die Mietpreise ausüben, da ihre Nutzung austauschbar werden könnte. Aus diesem Grund können Hotelübernachtungen (HN) als potenzielle Einflüsse auf die Profitabilität betrachtet werden. Da Landpreise außerordentlich variabel sind, messen wir die Knappheit des Wohnraums anhand der Wohnkapazität ($DWELL$). Des Weiteren erklären wir Preise für M -Güter durch zusätzliche Variablen wie die Bevölkerungsdichte (BD), das Humankapital (HUM) und die Wachstumsrate der Bevölkerung ($WPOP$):

$$(14) \quad MPI = \beta_0 + \beta_1 \cdot Y + \beta_2 \cdot HN + \beta_3 \cdot WO + \beta_4 \cdot BD + \beta_5 \cdot HUM + \beta_6 \cdot WPOP + v.$$

v ist eine normalverteilte Störvariable mit dem Erwartungswert Null und einer konstanten Varianz.

Aufgrund der Nachfrageeffekte sollten die Regressionskoeffizienten von Y und HN positiv sein. Da die Bevölkerung durch vorteilhafte Lebens- und Arbeitsbedingungen angezogen wird, gehen vom Bevölkerungswachstum die gleichen Effekte aus. Bei gegebener Wohnungsnachfrage führt ein Anstieg der Wohnfläche zu einem sinkenden Druck auf die Mietpreise. Infolge der Knappheit an Land wird der MPI in Ballungsgebieten höher sein als in ländlichen Gebieten. Dieser Effekt wird von der BD Variablen erfasst. Letztendlich wird ein höherer Anteil an qualifizierten Arbeitskräften (HUM) die Nachfrage nach höherwertigem Lebensraum ansteigen lassen und einen aufwärts gerichteten Druck auf den MPI hervorrufen.

In Mietpreismodellen wird Y normalerweise als exogen betrachtet (vgl. Goodman 1990; Lee et al. 2001; Ge et al. 2006), da Wohnungsmieten als geringer Teil des verfügbaren Einkommens angesehen werden. Deswegen kann das MPI -Modell ohne Instrumentierung von Y geschätzt werden. Eine einseitige Endogenität könnte sich jedoch aus einer Einführung des Bevölkerungswachstums ($WPOP$) als erklärende Variable ergeben. Ein Beschäftigungsschock könnte den erwarteten Effekt auf die Mietpreise haben und gleichzeitig das Bevölkerungswachstum beeinflussen. In diesem Fall könnte sich eine Korrelation zwischen $WPOP$ und dem Fehlerterm des MPI -Modells ergeben. Allerdings ist das Ausmaß der möglichen Verzerrung aufgrund großer Pendlerströme zwischen den NUTS 3-Regionen und der eingeschränkten Arbeitskräftemobilität in Deutschland sehr beschränkt.¹⁰ Da $WPOP$ bereits eine nicht-ökonomische Variable ist, würde sich außerdem ihre Instrumentierung als schwierig erweisen. Aus diesen beiden Gründen nehmen wir von einer Instrumentierung des Bevölkerungswachstums Abstand.

¹⁰ In Deutschland sind mehr als 50 Prozent der sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer Pendler, die zwischen den NUTS 3-Regionen zu ihrer Arbeitsstätte pendeln (Kosfeld/Dreger 2006).

In einigen Fällen können regionale Charakteristika der Anlass für Ausreißer sein. Sobald Ausreißer Regressionskoeffizienten ungünstig beeinflussen können, sollten sie in den finalen Preismodellen mitberücksichtigt werden. Jedoch sind nicht alle Ausreißer schädlich. Ausreißer in Bezug auf die X-Variablen (leverage points) verfälschen nur die Regressionskoeffizienten, wenn sie mit großen Residuen einhergehen. Eine nützliche Diagnose zur Identifizierung von einflussreichen Beobachtungen ist durch das Distanzmaß von Cook (CD) gegeben, das Residuen und Extremwerte im x-Raum miteinander verknüpft. In Anlehnung an Fox (1991) betrachten wir einen Datenpunkt mit einem CD-Wert, der größer als der Trennwert von $4/(n-k)$ ist, als eine einflussreiche Beobachtung.

5 Daten

Die Daten der abhängigen Variablen der ökonometrischen Preismodelle, VPI-M und MPI, stammen von zwei Quellen ab. VPI-Daten ohne den Wohnungsbereich, die zur Kalibrierung eines ökonometrischen Preismodells mit X-Gütern genutzt werden, sind über die letzte Städterhebung des Statistischen Bundesamtes von 1993 verfügbar (Ströhl 1994). Der Preisvergleich ist für 50 ausgewählte Städte durchgeführt worden. Mietpreisdaten, die zur Prädiktion der Preise für M-Güter genutzt werden, sind für 2004 vom Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) für die 439 deutschen Kreise und kreisfreien Städte bereitgestellt worden. Zeitreihen der unabhängigen Variablen für alle 439 Kreise erhält man aus der Regionalstatistik des Statistischen Bundesamtes und von der Bundesagentur für Arbeit.

Die Arbeitsschritte, die erforderlich sind, um einen Paneldatensatz des Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M) und des Mietpreisindex (MPI) für den Zeitraum von 1995–2004 zu erstellen, lassen sich in drei Stufen unterteilen:

- Erstens erhält man die Rohdaten des VPI-M und MPI durch Berechnen der Regressionswerte mit den numerisch spezifizierten Regressionsmodellen (13) und (14) unter Verwendung der beobachteten Werte der erklärenden Variablen.
- Zweitens sind die Regressionswerte der Sub-Preisindizes durch Verwendung von Inflationsraten des VPI-M und MPI der Bundesländer zu adjustieren.¹¹
- Drittens sind die bevölkerungsgewichteten Sub-Preisindizes VPI-M und MPI für das Jahr 2000 auf den Wert 100 zu normieren.

¹¹ Für Schleswig-Holstein, Hamburg und Bremen werden keine Inflationsraten durch amtliche Statistiken bereitgestellt. Jedoch können wir die Regressionswerte des VPI-M und MPI für diese drei Bundesländer unter Verwendung einer gemeinsamen Inflationsrate adjustieren, die aus den Raten der übrigen Länder und der nationalen Inflationsrate berechnet werden kann.

Wir berechnen das regionale Preisniveau (VPI) insgesamt durch Aggregation von VPI-M und MPI unter Verwendung der amtlichen Gewichtung von X- und M-Gütern in den Warenkörben (Statistisches Bundesamt 1998, 2003). Wegen der unterschiedlichen Konsumgewohnheiten wendet das Statistische Bundesamt verschiedene Gewichtungsschemata bei der Ermittlung des Verbraucherpreisindex (VPI) für West- und Ostdeutschland im ersten Jahrzehnt nach der Vereinigung der beiden deutschen Staaten an. Wir machen bei der Berechnung der regionalen VPI für die erste Hälfte des Untersuchungszeitraums von dieser Differenzierung Gebrauch:

$$(15a) \quad VPI = \begin{cases} 0,81498 \cdot VPI-M + 0,18502 \cdot MPI & \text{für Westdeutschland} \\ 0,87895 \cdot VPI-M + 0,12105 \cdot MPI & \text{für Ostdeutschland} \end{cases}$$

für 1995–1999.

In Anlehnung an die amtliche Statistik berechnen wir die regionalen Verbraucherpreisindizes in der zweiten Untersuchungsperiode mit einheitlichen Gewichten:

$$(15b) \quad VPI = 0,78783 \cdot VPI-M + 0,21217 \cdot MPI \text{ für } 2000\text{--}2004.$$

Da die Regressionswerte der Sub-Preisindizes durch die regionalen Preisdeterminanten determiniert sind, können die Inflationsraten der Kreise von den zugehörigen Länderinflationsraten abweichen. Dieser Ansatz lässt also explizit Intra-Länderdifferenzen der VPI-M- und MPI-Inflation zu. Insbesondere sind dadurch unterschiedliche Entwicklungen von Preisen in Agglomerationen und ländlichen Regionen erfasst. Die anschließende Anpassung garantiert, dass die bevölkerungsgewichteten Indizes der Kreise mit den Inflationsraten der Länder kompatibel sind. Die Normierung der Indizes auf 100 im Jahr 2000 ist durchgeführt worden, um den Vergleich mit dem VPI und seinen Komponenten der amtlichen Statistik zu erleichtern.

Obwohl in der amtlichen Statistik ein konstantes Gewichtungsschema für alle Regionen genutzt wird,¹² können Konsumgewohnheiten innerhalb des Gesamt-raums variieren. Darüber hinaus können Umweltbedingungen den Nutzen der Konsumenten neben den Preisen für Güter und Dienstleistungen in verschiedenen Gebieten beeinflussen (Schultze 2003; Diewert 2004c). Wenn solche Effekte nicht berücksichtigt sind, lassen sich die regionalen Preisindizes nicht als „wahre“ Cost-of-Living-Indizes („true“ COLI) interpretieren. Bei der Verwendung von nationalen Gewichten zur Konstruktion regionaler Preisindizes entsprechen sie eher dem Laspeyres-Ansatz eines „reinen“ Preisvergleichs (Ströhl 1994; Neubauer 1996: 151).

12 Das deutsche Statistische Bundesamt nimmt nur in den 90er Jahren eine West-Ost-Differenzierung in den Warenkörben für Güter vor.

Das nachfragewirksame Einkommen ist vorzugsweise als verfügbares Einkommen zu operationalisieren. Allerdings sind für diese Größe keine kompletten Zeitreihen für die Kreise in allen deutschen Bundesländern verfügbar. Für Rheinland-Pfalz fehlen die Daten für die Jahre 1993 und 1994. Für das Saarland und alle ostdeutschen Bundesländer außer Berlin sind höher aggregierte Daten des verfügbaren Einkommens nur für den Zeitraum von 1995–2004 verfügbar („Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Bundesländer“, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg). Da balancierte Paneldaten für diese Einkommensgröße auf Bundeslandebene für den Zeitraum von 1992–2004 verfügbar sind, nutzen wir die Wachstumsraten der Länder zur Berechnung der fehlenden Daten für die VPI-M-Regression für 1993.

Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist ein schlechterer Indikator für das nachfragewirksame Einkommen. Allerdings sind die BIP-Daten für die gesamte Untersuchungsperiode 1995–2004 auf Kreisebene durch die „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder“ verfügbar (Statistisches Landesamt Baden-Württemberg). Alle östlichen Bundesländer außer Sachsen und fünf westliche Bundesländer (Hessen, Bayern, Baden-Württemberg, Nordrhein-Westfalen, Bremen) berichten BIP-Zahlen ebenfalls für das Erhebungsjahr der ausgewählten VPI-M-Daten (1993). Für die VPI-M-Regression schätzen wir das BIP ausgewählter Städte dieser Bundesländer unter Verwendung der Kreisdaten für 1994 und der Bundesländerdaten für 1993. Wir verwenden BIP-Daten zur Beurteilung der Robustheit der Schätzergebnisse. Zu diesem Zweck ziehen wir ebenfalls die Bevölkerungszahl heran, die für alle Jahre verfügbar ist.

Besonders in touristischen Gebieten können Einkommen und Bevölkerung nicht die gesamte lokale Nachfrage erfassen. Die Nachfrage nach Gütern kommt nicht nur durch die Einheimischen, sondern auch von Touristen und Reisenden. In Tourismusgebieten kann die externe Nachfrage signifikant auf die lokalen Preise für Güter einwirken. Wir benutzen Hotelübernachtungen als Proxy-Variable für die Nachfrage von Gebietsfremden. Daten für diese Größen sind nur unvollständig auf der CD „Statistik regional“ verfügbar. Die Lücken lassen sich jedoch durch Interpolation sowie unter Verwendung anderer Größen aus der Tourismusstatistik schließen.¹³

Die Angebotsseite der Preisdetermination ist in den Kosten des Produktionsfaktors Arbeit berücksichtigt. Lohndaten auf Kreisebene werden für den Zeitraum von 1993–2004 durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zur Verfügung gestellt. Speziell werden die Lohnkosten durch die Bruttodurchschnittslöhne und -gehälter der sozialversicherungspflichtigen Vollzeitbeschäftigten gemessen. Sie enthalten Steuern und Abgaben der Beschäftigten, jedoch keine Sozialabgaben der Arbeitgeber. Lohndaten sind für alle Bundesländer verfügbar.

13 Roos (2006a) nähert die externe Nachfrage dagegen unter Verwendung einer auf die Anzahl von Hotelbetten bezogenen Dummy-Variablen an.

Wir benutzen die Bevölkerungsdichte, um den Einfluss der Ballungsgebiete auf die Güter- und Mietpreise zu erfassen. Insbesondere in der MPI-Regression ist der Bezug der Bevölkerung auf die Wohn- und Freifläche der gewöhnlich verwendeten Bevölkerungsdichte vorzuziehen, da die Knappheit hiermit genauer erfasst wird. Die Attraktivität von Lebens- und Arbeitsbedingungen hinsichtlich der Mietpreise wird über die Proxy-Variable Bevölkerungswachstum gemessen. Höhere Ansprüche hinsichtlich der Wohnraumausstattung der qualifizierten Arbeitskräfte gehen über den Anteil der Beschäftigten mit einem Universitäts- oder Fachhochschulabschluss in die Schätzung ein. Deskriptive Statistiken für alle Variablen sind in der Tabelle 1 für die Ränder der Untersuchungsperiode enthalten.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Größe	Jahr	Arithme- tisches Mittel	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
Verbraucherpreisindex (VPI-M) ohne Wohnungsbereich ^a	1995	89,9	1,2	88,4	97,6
	2004	102,5	1,8	97,8	107,6
Mietpreisindex (MPI) ^a	1995	79,6	9,9	62,6	111,3
	2004	87,5	8,9	73,1	124,4
Verbraucherpreisindex (VPI) ^a	1995	88,7	1,9	86,0	97,5
	2004	99,3	2,8	95,4	111,2
Verfügbares Einkommen ^b	1995	11,3	0,7	9,5	14,3
	2004	14,4	0,6	13,0	16,6
Bruttoinlandsprodukt (BIP) ^b	1995	14,3	3,3	10,1	23,7
	2004	18,6	4,4	12,9	35,0
Bevölkerung ^b	1995	156,4	321,9	45,4	3471,0
	2004	149,2	314,3	44,1	3387,5
Bevölkerungsdichte ^{b,c}	1995	3366,8	1818,3	1573,8	10057,5
	2004	3159,1	1400,1	1520,0	9447,6
Lohn/Gehalt ^d	1995	52,0	3,8	45,0	70,8
	2004	63,0	5,9	50,9	82,2
Hotelübernachtungen ^c	1995	269,5	655,3	9,2	6720,0
	2004	383,8	1131,6	14,4	11504,4
Wohnungskapazität ^c	1995	81,9	109,6	16,5	1770,3
	2004	89,7	116,5	17,7	1878,5
Humankapital ^c	1995	0,092	0,031	0,047	0,228
	2004	0,094	0,033	0,050	0,250

Quellen: a Eigene Berechnung, b Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder, Statistisches Amt Baden-Württemberg, c regionale Statistik (CD), Statistisches Bundesamt, d Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg.

6 Schätzergebnisse

Daten für den Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M) sind aus einem Preisvergleich in 50 Städten für 1993 verfügbar. In einem vorbereiteten Schritt zielen wir darauf ab, Ausreißer durch die Berechnung der Cook-Distanz aus der OLS-Regression des Preismodells (13) zu identifizieren. Die Stadt Mainz ist ein potenzieller Ausreißer, da ihr standardisiertes Residuum größer als 2 ist. Allerdings

übersteigt keiner der CD-Werte den Trennwert von 0,089. Da keine einflussreiche Beobachtung identifiziert werden kann, kalibrieren wir das ökonometrische Modell der X-Güter durch die Verwendung des gesamten Datensatzes der Stichproben.

Tabelle 2: Schätzergebnisse für das VPI-M-Modell

Instrumente	TLS des VPI (ohne Wohnungsbereich)		
	Bevölkerung, Bevölkerungsdichte, Hotelübernachtungen, Humankapital, West-Dummy		
Konst.	82,173 (119,784)	82,470 (110,844)	81,999 (124,208)
Verfügbares Einkommen	0,049 (2,470)		
BIP		0,029 (2,394)	
Bevölkerung			0,710 (2,515)
Bevölkerungsdichte	16,537 (2,470)	14,824 (2,079)	16,213 (2,429)
Lohn/Gehalt	0,215 (19,158)	0,212 (18,079)	0,218 (20,011)
Hotelübernachtungen	0,222 (2,112)	0,196 (1,840)	0,226 (2,166)
R ²	0,934	0,932	0,935
SER	0,931	0,941	0,921
SSR	38,981	39,826	38,210
White (p-Wert)	6,601 (0,949)	7,292 (0,923)	6,985 (0,935)

Anmerkungen: t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern. R²: Determinationskoeffizient, SER: Standardfehler der Regression, SSR: Summe der quadrierten TLS Residuen, White: White-Test auf Heteroskedastizität.

Tabelle 2 berichtet die Resultate der zweistufigen Kleinstquadrate-Schätzung (TLS) für die drei Versionen des VPI-M-Modells (13). In allen Regressionen werden die Bevölkerung, die Bevölkerungsdichte, die Hotelübernachtungen, das Humankapital und eine Ost-Dummy-Variable als Instrumente genutzt. Hotelübernachtungen werden relativ zur regionalen Bevölkerung gemessen. Bei der Definition der Dichtevariablen ist die Bevölkerung nicht auf die Gesamtfläche, sondern nur auf die Wohn- und Freifläche bezogen worden. Als erstes wird das originäre Modell (13) durch Instrumentierung des verfügbaren Einkommens und des Lohnsatzes geschätzt. 93,4 Prozent der VPI-Varianz können durch die verwendeten erklärenden Variablen erklärt werden. Der White-Test zeigt keine Heteroskedastizität an.

Alle Regressionskoeffizienten sind signifikant mit den erwartenden Vorzeichen. Das erste VPI-M-Regressionsmodell ist mit dem verfügbaren Einkommen geschätzt worden, das einen positiven Effekt auf das regionale Preisniveau hat. Je höher die Bevölkerungsdichte ist, umso höher ist auch der Verbraucherpreisindex. Dieser Effekt könnte auf eine stärkere Nachfrage nach lokalen Gütern in dichtbesiedelten Gebieten zurückzuführen sein. Er überkompensiert den Druck auf die Preise infolge des Wettbewerbs. Die positive Korrelation zwischen VPI-M und dem Lohnsatz kann plausibel über die Lohnpreisspirale erklärt werden. Die positive Reaktion der regionalen Preise auf die Hotelübernachtungen resultiert aus der zusätzlichen Nachfrage von Touristen und Reisenden nach lokalen Gütern. Im zweiten und dritten

VPI-M-Modell ist das verfügbare Einkommen durch das BIP bzw. die Bevölkerung ersetzt worden. Beide Variablen weisen praktisch den gleichen Erklärungsgehalt wie das verfügbare Einkommen auf.

Das Mietpreismodell (14) wird mittels des kompletten Datensatzes geschätzt, der alle 439 Kreise und kreisfreien Städte abdeckt. Da das Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) die Mietpreisdaten erst seit Kurzem erhebt, sind die Regressionen für das letzte Jahr der Untersuchung, 2004, durchgeführt worden. Weil mit dem Mietpreisindex kein Endogenitätsproblem vergleichbar zum VPI-M-Modell gegeben ist, lässt sich das MPI-Regressionsmodell mit der gewöhnlichen Methode der Kleinstquadrate (OLS) oder – im Falle von Heteroskedastizität – mit der gewichteten Methode der Kleinstquadrate (WLS) schätzen.

In einem vorbereitenden Schritt ist das MPI-Modell zum Zwecke einer Ausreißeridentifikation mit OLS geschätzt worden. Mit $n = 439$ beträgt der Trennwert für die Cook-Distanz 0,0093. Bei diesem kritischen Wert sind 29 Gebiete als einflussreiche Beobachtungen identifiziert worden. 20 Ausreißer befinden sich in Westdeutschland und 9 in Ostdeutschland. Ihr Effekt auf die Parameterabschätzung ist durch Dummy-Variablen im endgültigen Modell kontrolliert.

Obwohl einige Veränderungen in den absoluten Werten der geschätzten Koeffizienten zwischen den Regressionen mit und ohne Ausreißer auftreten, sind alle Vorzeichen wie erwartet. Tabelle 3 zeigt, dass der Determinationskoeffizient von 71,8 Prozent beim Regressionsmodell ohne Ausreißerkontrolle auf 82,9 Prozent ansteigt, wenn für Ausreißer durch Dummy-Variablen kontrolliert wird. Da der White-Test die Nullhypothese der Homoskedastizität in letzterem Fall akzeptiert, wird das Mietpreismodell letztendlich mit OLS geschätzt.

Tabelle 3: Schätzungsergebnisse für das MPI-Modell

	Regression ohne Ausreißer-Dummys		Regression mit Ausreißer-Dummys	
Konst.	2,517	(5,263)	2,989	(6,906)
Verfügbares Einkommen	0,180	(11,307)	0,130	(8,567)
Bevölkerungsdichte	0,015	(5,598)	0,015	(6,204)
Bevölkerungswachstumsrate	13,923	(2,717)	24,044	(4,978)
Wohnungskapazität	-4,210	(-5,207)	-3,396	(-4,693)
Hotelübernachtungen	0,062	(6,505)	0,049	(5,617)
Humankapital	14,180	(14,621)	14,429	(15,571)
R ²	0,718		0,829	
SER	0,576		0,464	
SSR	143,185		86,775	
White (p-Wert)	93,583 (0,000)		45,746 (0,282)	
Anmerkungen: t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern. R ² : Determinationskoeffizient, SER: Standardfehler der Regression, SSR: Summe der quadrierten TSLS Residuen, White: White-Test auf Heteroskedastizität.				

Während sich der Einfluss der Bevölkerungsdichte auf die Mietpreise in beiden Modellen nicht unterscheidet, erweist sich der Effekt des Bevölkerungswachstums als deutlich stärker, wenn er für Ausreißer kontrolliert wird. Der positive Einfluss ersterer Größe ist aus der stärkeren lokalen Nachfrage zu erwarten. Dagegen kann sich der signifikant positive Einfluss letzterer Größe aus dem Zustrom nicht Gebietsansässiger ergeben, die von vorteilhaften Arbeits- und Umweltbedingungen angezogen werden. Der größte signifikante Einfluss auf den Mietpreisindex (MPI) kommt allerdings vom verfügbaren Einkommen, wenn auch der geschätzte Regressionskoeffizient im endgültigen Modell deutlich abfällt. Dies ist auch bei den Hotelübernachtungen und der Wohnungskapazität beobachtbar. Insbesondere verursacht eine steigende Anzahl an Übernachtungen aufgrund höherer Opportunitätskosten einen steigenden Druck auf die Mieten.

Andererseits entspannt sich die Wohnungsnachfrage relativ zum Wohnungsangebot mit ansteigender Wohnkapazität, wodurch der Mietpreisdruck verringert wird. Der positive Regressionskoeffizient des Humankapitals stimmt mit der Hypothese überein, dass die Nachfrage von Akademikern und qualifizierten Arbeitskräften größtenteils auf hochwertige Segmente des Wohnungsmarktes fokussiert ist.

7 Regionaler und temporärer Preisvergleich

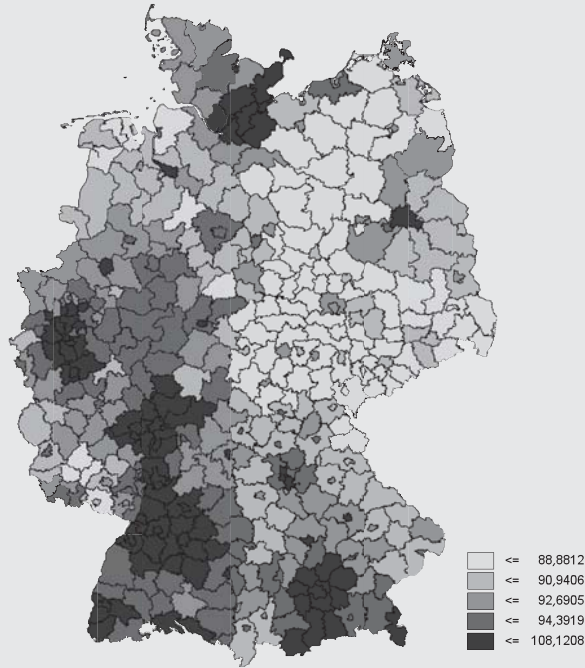
Der Verbraucherpreisindex (VPI) weist eine beachtliche räumliche Variation des regionalen Preisniveaus auf (Abbildung 1). 1995 war das Preisniveau in Frankfurt am Main insgesamt etwa 25 Prozent höher als in Stendal. Die Differenz zwischen dem größten und kleinsten VPI-Gebiet, München und Mittlerer Erzgebirgkreis, erhöhte sich 2004 auf 37,5 Prozent. Ohne den Wohnungsbereich beschränken sich die Differenzen auf ca. 13 Prozent im Jahr 1995 und ca. 16 Prozent im Jahr 2004. Dieser Unterschied ist konform mit dem Gesetz eines einheitlichen Preises für handelbare Güter. Zu beachten ist hierbei, dass durch das Vorhandensein nicht-handelbarer Güter – insbesondere Dienstleistungen – im VPI ohne den Wohnungsbereich merkliche Preisunterschiede erhalten bleiben können. Städte wie München, Frankfurt, Stuttgart und Köln finden sich an der Spitze, unabhängig davon, ob Mietpreise eingeschlossen sind oder nicht. Mit der Ausnahme von Hamburg sind die Kreise und kreisfreien Städte mit den 10 höchsten VPI-Werten in Süddeutschland, im Rhein-Main-Gebiet und am Niederrhein konzentriert. Im Gegensatz dazu sind die Regionen mit den 10 niedrigsten VPI-Werten ausnahmslos in Ostdeutschland angesiedelt.

Tabelle 4: Kreise mit höchsten und niedrigsten VPI-Werten

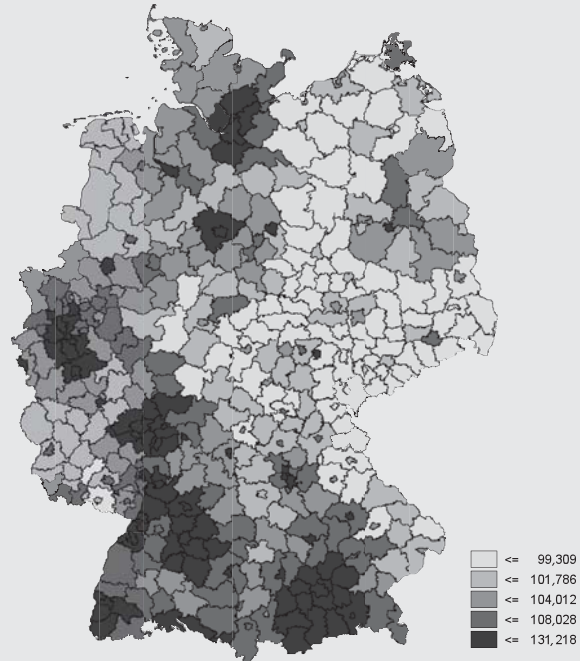
1995		2004		1995		2004	
VPI (10 höchste Werte)				VPI ohne Wohnungsbereich (10 höchste Werte)			
Frankfurt/ Main	108,1	München Stadt	131,2	München Stadt	99,7	München Stadt	114,5
München Land	107,4	München Land	127,3	Frankfurt/ Main	99,6	München Land	113,4
München Stadt	107,0	Frankfurt/ Main	124,7	Stuttgart	98,9	Stuttgart	113,4
Heidelberg	105,5	Starnberg	122,9	Erlangen	98,4	Erlangen	113,1
Hochtaunus- kreis	105,4	Stuttgart	121,9	München Land	98,1	Frankfurt/ Main	112,3
Starnberg	105,1	Heidelberg	120,0	Düsseldorf	98,2	Hamburg	112,3
Stuttgart	104,0	Hamburg	119,9	Ludwigshafen	98,1	Böblingen	112,3
Garmisch- Patenk.	102,9	Köln	119,6	Leverkusen	98,0	Düsseldorf	112,0
Köln	102,8	Hochtaunus- kreis	119,4	Köln	97,8	Ludwigshafen	111,5
Fürstenfeld- bruck	102,8	Ebersberg	118,7	Böblingen	97,7	Köln	111,2
VPI (10 niedrigste Werte)				VPI ohne Wohnungsbereich (10 niedrigste Werte)			
Stendal	86,0	Mittlerer Erz- gebirgskreis	95,4	Mittlerer Erz- gebirgskreis	88,4	Uecker- Randow	97,8
Uecker- Randow	86,1	Torgau- Oschatz	95,6	Demmin	88,5	Demmin	98,5
Mittl. Erz- gebirgskreis	86,1	Vogtlandkreis	95,6	Uecker- Randow	88,6	Parchim	99,1
Prignitz	86,4	Uecker- Randow	95,6	Stollberg	88,6	Ludwigslust	99,2
Mansfelder Land	86,4	Mecklenburg- Strelitz	95,6	Vogtlandkreis	88,8	Güstrow	99,4
Aschersleben- Staßfurt	86,4	Zwickauer Land	95,7	Zwickauer Land	88,8	Mecklenburg- Strelitz	99,5
Vogtlandkreis	86,5	Löbau-Zittau	95,8	Löbau-Zittau	88,9	Nordvor- pommern	99,7
Torgau- Oschatz	86,5	Demmin	95,8	Chemnitzer Land	88,9	Mittlerer Erz- gebirgskreis	99,8
Demmin	86,6	Ludwigslust	95,9	Prignitz	88,9	Nordwest- mecklenburg	99,9
Kyffhäuser- kreis	86,6	Niederschles. Oberlausitz- kreis	96,2	Elbe-Elster	88,9	Stollberg	100,3

Abbildung 1: Verbraucherpreisindex 1995 und 2004

Verbraucherpreisindex 1995

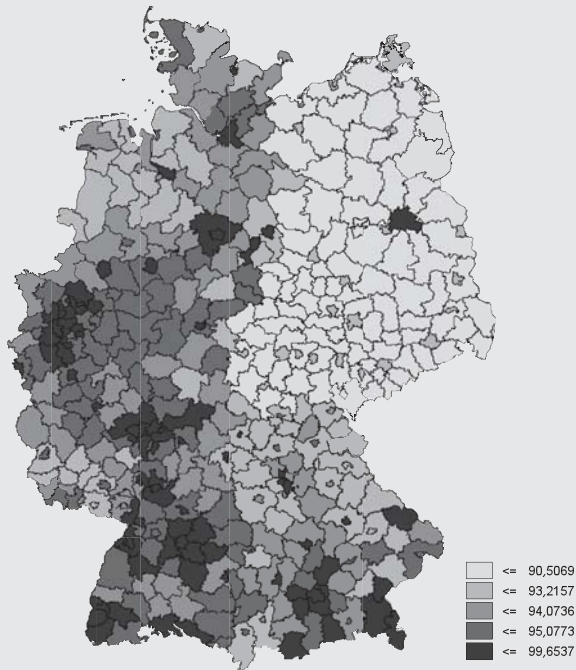


Verbraucherpreisindex 2004

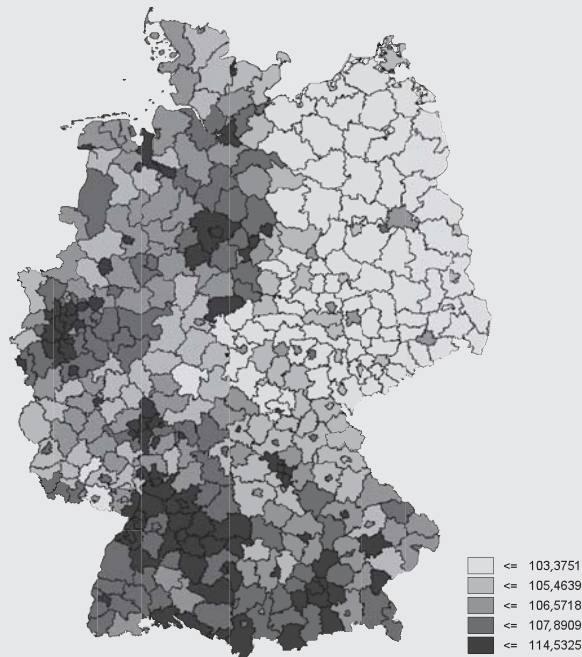


Fortsetzung Abbildung 1

Verbraucherpreisindex (ohne Wohnungsmieten) 1995



Verbraucherpreisindex (ohne Wohnungsmieten) 2004



Die Streuung der Preise zwischen den Kreisen nimmt während der Untersuchungsperiode zu. Während der Variationskoeffizient (VK) des VPI von 4,1 Prozent in 1995 auf 5,5 Prozent in 2004 ansteigt, steigt er beim VPI ohne den Wohnungsbereich nur von 2,5 Prozent auf 2,6 Prozent an. Ein Anstieg der relativen Preisdispersion ist ebenfalls zwischen westdeutschen und ostdeutschen Regionen zu beobachten. Die VPI-Disparitäten sind innerhalb von Ostdeutschland allerdings wesentlich geringer als in Westdeutschland. Weder in Deutschland insgesamt noch in den früheren beiden Staaten lassen sich Anzeichen für σ -Konvergenz finden.

Tabelle 5: VPI-Konvergenzregressionen

	Deutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
	Koeff. (t-Werte)	Koeff. (t-Werte)	Koeff. (t-Werte)
Verbraucherpreisindex (VPI)			
Konst.	-0,8455 (-8,116)	-0,9706 (-7,019)	-0,2958 (-0,819)
VPI 1995	0,2135 (9,269)	0,2410 (7,906)	0,0912 (1,133)
R ²	0,164	0,161	0,012
White	7,863 (0,020)	0,470 (0,791)	17,648 (0,000)
Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich (VPI-M)			
Konst.	0,4723 (5,452)	0,0535 (0,339)	-1,0135 (-2,127)
VPI-M 1995	-0,0763 (-3,994)	0,0157 (0,452)	0,2544 (2,402)
R ²	0,035	0,001	0,050
White	6,201 (0,045)	1,692 (0,193)	2,731 (0,098)

Anmerkungen: t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern. R²: Determinationskoeffizient, White: White-Test auf Heteroskedastizität.

VPI-Konvergenzregressionen bestätigen größtenteils die Ergebnisse der σ -Konvergenz (Tabelle 5). β -Divergenz ist für West- und Ostdeutschland bei einem VPI mit und ohne den Wohnungsbereich gegeben. Für Deutschland insgesamt ist der Koeffizient der verzögerten VPI-Variablen unter Einbeziehung des Wohnungsbereichs positiv, während er ohne den Wohnungsbereich negativ ist. Im Hinblick auf die langsame Konvergenzgeschwindigkeit von 0,9 Prozent in letzterem Fall implizieren beide Ergebnisse dauerhafte Preisunterschiede. Obwohl Roos (2006a) angibt, dass Preisniveaunterschiede nicht über einen langen Zeitraum sinnvoll zwischen den Bundesländern existieren können, deutet die geschätzte Halbwertszeit von etwa 15 Jahren für den VPI ohne den Wohnungsbereich nicht auf schnelle Preisanpassungen hin. Die Beharrlichkeit regionaler Preisniveaudifferenzen hat sich auch für andere Länder gezeigt.

Cechetti et al. (2002) fanden z. B. in einer langen Untersuchungsperiode eine Einheitswurzel in den US-Städtepreisniveaus mit einer implizierten Halbwertszeit

von 9–10 Jahren. Nach Buseti et al. (2006) konvergieren die Preisniveaus in regionalen Zentren in Italien nicht. Dayanandan und Ralhan (2005) veranschlagen die VPI-Halbwertszeit für kanadische Provinzen und Städte auf 7–8 Jahre.

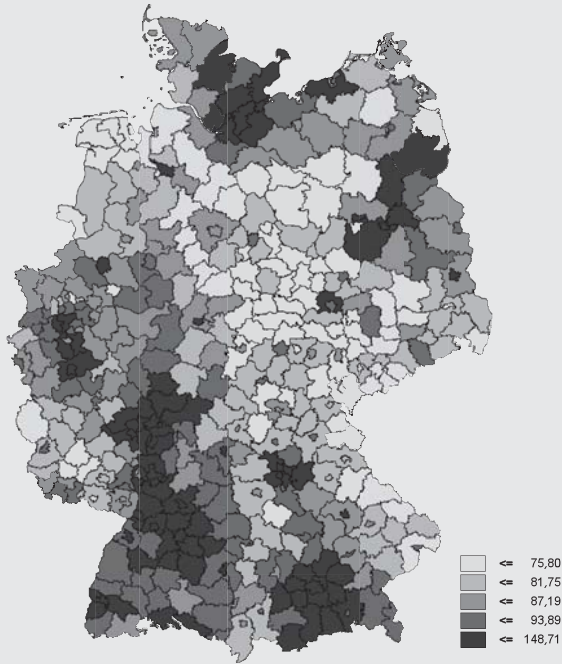
Die Unterschiede der Mietpreise zwischen den Kreisen in Deutschland sind sehr groß. 1995 überstieg der Münchner VPI denjenigen von Stendal um etwa 137 Prozent. Die Lücke zwischen dem höchsten und niedrigsten MPI-Kreis verbreitert sich während der Untersuchungsperiode und erreicht im Jahr 2004 einen Wert von 284 Prozent. Während alle 10 Regionen mit den höchsten Mietpreisen in Westdeutschland liegen, ist die geographische Verteilung der Regionen mit den 10 niedrigsten Mietpreisen gemischt. Abbildung 2 zeigt, dass die Niedrigmietregionen in beiden Teilen von Deutschland vorzufinden sind.

Tabelle 6: Kreise mit höchsten und niedrigsten MPI-Werten

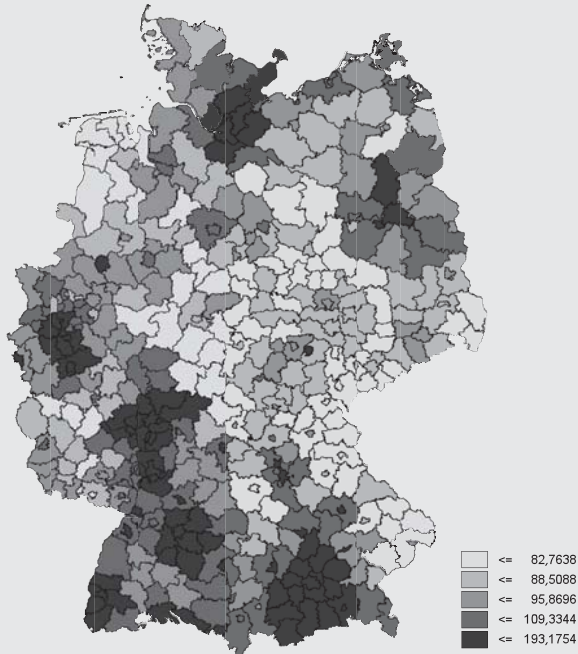
1995		2004	
MPI (10 höchste Werte)			
München Land	148,7	München Stadt	193,2
Frankfurt/Main	145,9	München Land	178,8
Starnberg	145,7	Starnberg	175,0
Hochtaunuskreis	143,9	Frankfurt/Main	170,6
Heidelberg	142,6	Fürstenfeldbruck	158,0
München Stadt	139,5	Ebersberg	157,3
Fürstenfeldbruck	136,4	Hochtaunuskreis	157,1
Ebersberg	134,9	Heidelberg	156,6
Dachau	131,4	Stuttgart	153,5
Freising	127,7	Main-Taunus-Kreis	152,4
MPI (10 niedrigste Werte)			
Stendal	62,6	Tirschenreuth	68,0
Wittmund	64,5	Hof Stadt	71,1
Plauen	64,7	Regen	71,5
Wilhelmshaven	65,7	Werra-Meißner-Kreis	71,8
Emden	66,2	Wunsiedel	72,7
Aschersleben	66,4	Hof Land	72,9
Lüchow-Dannenberg	67,1	Görlitz	73,1
Mansfelder Land	67,2	Neustadt a. d. Waldnaab	73,4
Uecker-Randow	67,5	Plauen	73,6
Halberstadt	67,5	Bremerhaven	74,1

Abbildung 2: Mietpreisindex 1995 und 2004

Mietpreisindex 1995



Mietpreisindex 2004



Die großen Disparitäten im MPI spiegeln sich in den VK-Werten. Für Deutschland insgesamt und Westdeutschland steigt der Variationskoeffizient von 16,4 Prozent in 1995 auf etwa 20 Prozent in 2004 an. Diese Tendenz beinhaltet eindeutig σ -Divergenz der Mietpreise in beiden Teilen Deutschlands. Dagegen zeigen die abnehmenden VK-Werte während der Untersuchungsperiode in Ostdeutschland σ -Konvergenz an. Der Koeffizient der verzögernden MPI-Variablen ist allerdings für Deutschland insgesamt nicht signifikant. Für Ostdeutschland wird die MPI-Konvergenzrate auf 6,3 Prozent geschätzt, die eine Halbwertszeit von 11 Jahren beinhaltet.

Tabelle 7: MPI-Konvergenzregressionen

	Deutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)
Konst.	-0,0240 (-0,192)	-0,3504 (-2,411)	1,9817 (8,575)
MPI 1995	0,0306 (1,092)	0,1046 (3,223)	-0,4317 (-8,162)
R ²	0,003	0,031	0,377
White	4,573 (0,102)	1,470 (0,479)	13,148 (0,001)
Anmerkungen: t-Werte für die Regressionskoeffizienten in Klammern. R ² : Determinationskoeffizient, White: White-Test auf Heteroskedastizität.			

Die Konvergenzregressionen spiegeln die Eigenschaften der verschiedenen regionalen Preisindizes im Hinblick auf ihre zeitlichen Entwicklung wider. Aufgrund des Gesetzes eines einheitlichen Preises ist eine Konvergenz theoretisch bei handelbaren Gütern zu erwarten. Insofern ist die Konvergenz des Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich für Deutschland insgesamt erklärbar. Die langsame Konvergenzgeschwindigkeit lässt sich durch die Einbeziehung einer Reihe von nicht-handelbaren Gütern erklären. Insbesondere enthält der VPI-M alle Dienstleistungen außerhalb des Wohnungsbereichs, die in dem Warenkorb der amtlichen Statistik berücksichtigt werden. Der Nutzen von Wohndienstleistungen hängt nicht nur von der Wohnungsausstattung, sondern auch stark von der Lage und örtlichen Gegebenheiten ab. Aus diesem Grund handelt es sich hierbei um ein heterogenes Gut, dessen regionale Vergleichbarkeit sich schwieriger als bei anderen Gütern gestaltet. Hieraus erklärt sich auch, dass keinerlei Anhaltspunkte für eine Konvergenz der Mietpreise gefunden werden konnten. Im Verbraucherpreisindex insgesamt überwiegt die bei nicht-handelbaren Gütern vorzufindende Persistenz regionaler Preisdisparitäten.

8 Fazit

In dieser Arbeit wird ein Preismodell für Konsumgüter und Wohnungsdienstleistungen zur Schätzung des Verbraucherpreisindex (VPI) mit und ohne den Wohnungsbereich und des Mietpreisindex (MPI) für alle 439 deutschen NUTS 3-Regionen im Zeitraum von 1995–2004 verwendet. Regionale Verbraucherpreisindizes ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) sind mithilfe eines Preisvergleichs des Statistischen Bundesamtes in 50 deutschen Städten für das Jahr 1993 kalibriert. Das MPI-Modell ist ökonometrisch unter Verwendung von Mietpreisen geschätzt, die vom Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) in 2004 erhoben worden sind. Während das VPI-M-Modell fast 95 Prozent der regionalen Variation des VPI erklärt, geht der Erklärungsgehalt beim MPI-Modell deutlich zurück. Unter Berücksichtigung von Ausreißer-Dummys erreicht der Determinationskoeffizient einen Wert von 0,83, wohingegen er ohne Kontrolle für regionale Ausreißer nur bei 0,72 liegt. Im Unterschied zum Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) gibt dieser Befund Anlass zu berechtigtem Zweifel, ob die ökonometrische Methode im Wohnungsbereich Erfolg versprechend einsetzbar ist. Aus diesem Grund plädieren wir im Wohnungsbereich für eine regelmäßige – vorzugsweise jährliche – Erhebung von Mietpreisdaten in allen Kreisen. Was die Methodik einer Erhebung von Mietpreisdaten anbelangt, liegen inzwischen Erfahrungen aus nicht-amtlichen Erhebungen vor. Insbesondere könnten hierzu kleinräumlich angelegte Interneterhebungen des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) von Nutzen sein. Dagegen lässt sich die ökonometrische Methode zur Schätzung des VPI ohne den Wohnungsbereich aus in größeren Zeitabständen – etwa in Abständen von 5 Jahren – durchzuführenden Erhebungen sinnvoll einsetzen.

Das regionale Preisniveau insgesamt erhält man durch Gewichtung der beiden Subindizes mit den Ausgabenanteilen. Da die Konsummuster auf Kreisebene nicht bekannt sind, lassen sich die regionalen VPIs als Preisindizes vom Typ Laspeyres, und nicht dagegen als „wahre“ Cost-of-Living-Indizes („true“ COLI) interpretieren.

Eine Regionalanalyse zeigt, dass das räumliche VPI-Muster während des gesamten Untersuchungszeitraums 1995–2004 recht stabil bleibt. Cluster hoher Preisniveaue Gebiete sind insbesondere in Süddeutschland um die Städte München und Stuttgart, im Rhein-Main-Gebiet, im Niederrheingebiet entlang des Doppelzentrums Köln/Düsseldorf und im Großraum Hamburg vorzufinden. Wie erwartet sind die meisten ostdeutschen Gebiete Niedrigpreisniveauregionen. Kreise mit niedrigen Preisniveaus kommen allerdings vereinzelt auch entlang der tschechischen Grenze in Bayern und verstreut in Rheinland-Pfalz, im Saarland und in Hessen vor. Die Disparitäten bei den Mietpreisen sind außerordentlich groß. Hohe MPI-Regionen befinden sich nicht nur in Westdeutschland, sondern auch in Ostdeutschland

– insbesondere im Umkreis von Berlin. Die Trennlinie zwischen niedrigen und hohen MPI-Regionen verläuft hierbei keinesfalls entlang der ehemaligen innerdeutschen Grenze. Während sich die VPI-M-Werte regional um maximal 16 Prozent voneinander unterscheiden, wird bei den MPI-Werten eine maximale Differenz von 280 Prozent zwischen den Kreisen und kreisfreien Städten in Deutschland erreicht. Der größte regionale VPI-Unterschied liegt bei 37 Prozent.

Um zu prüfen, ob sich in der Entwicklung der beiden ökonometrisch geschätzten Sub-Preisindizes sowie des daraus ermittelten Verbraucherpreisindex die theoretisch zu erwartenden Eigenschaften spiegeln, haben wir für den Zeitraum 1995–2004 eine Konvergenzanalyse durchgeführt. Während der VPI ohne den Wohnungsbereich (VPI-M) mit einer Jahresrate von 0,9 Prozent zwischen allen Kreisen konvergiert, tendiert der VPI insgesamt dazu während des Untersuchungszeitraums zu divergieren. Dies steht in Einklang mit einer relativ hohen Konvergenzrate von handelbaren Gütern, die stärker in dem erstgenannten Preisindex gewichtet sind. Es gibt keinerlei Evidenz für eine MPI-Konvergenz zwischen allen Kreisen. Dennoch ist die Entwicklung des MPIs in den beiden ehemaligen deutschen Staaten völlig unterschiedlich. Während die MPI-Disparitäten im Zeitraum von 1995–2004 in Westdeutschland angestiegen sind, neigen die Wohnmieten dazu, sich den ostdeutschen Regionen anzugleichen. Insgesamt ist die Entwicklung der Preisindizes mit dem theoretisch zu erwartenden Verhaltensmuster konform.

9 Literatur

- Arévalo, R., Ruiz-Castillo, J. (2006): On the Imputation of Rental Prices to Owner-occupied Housing, *Journal of the European Economic Association* 4, 830–861.
- Aten, B.H., Heston, A. (2005): Regional Output Differences in International Perspective. In: Kanbur, R. and Venables, A.J. (eds.): *Spatial Inequality and Development*, UNU-Wider Studies in Development Economics. Oxford University Press, New York: 15–36.
- Balk, B.M. (2001): *Aggregation Methods in International Comparisons*, Research Paper ERS; ERS-2001-41-MKT, Erasmus Research Institute of Management (ERIM), Rotterdam.
- Blien, U., Gartner, H., Stüber, H., Wolf, K. (2008): Regional Price Levels and the Agglomeration Wage Differential in Western Germany, *Annals of Regional Science*, online available.
- Boskin, M.J., Dulberger, E.R., Gordon, R. J., Griliches, Z., Jorgensen, D. (1998): Consumer Prices, the consumer price index, and the cost of living. *Journal of Economic Perspectives* 12, 2–26.

- Busetti, F.; Fagiani, S.; Harvey, A. (2006): Convergence of Prices and Rates of Inflation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, Supplement, 863–877.
- Cecchetti, S.G., Mark, N.C., Sonora, R.J. (2002): Price Level Convergence among United States Cities: Lessons for the European Central Bank, *International Economic Review* 43, 1081–1099.
- Crone, T., Nakamura, L., Voith, R. (2000): Measuring Housing Services Inflation, *Journal of Economic and Social Measurement* 26, 153–171.
- Dayanandan, A., Ralhan, M. (2005): Price Index Convergence Among Provinces and Cities Across Canada: 1978–2001, *Econometrics Working Paper EWP0504*, University of Victoria, Canada.
- Diewert, E. (2004a): The Economic Approach to Index Number Theory: The Single-Household Case. In: International Labour Organisation (ILO) (ed.): *Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 313–335.
- Diewert, E. (2004b): The Economic Approach to Index Number Theory: The Many-Household Case. In: International Labour Organisation (ILO) (ed.): *Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 337–343.
- Diewert, E. (2004c): Price Indices Using Artificial Data Set. In: International Labour Organisation (ILO) (ed.): *Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 345–354.
- Diewert, E. (1993): Test Approaches to International Comparisons. In: Diewert, E., Nakamura, A.O. (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. I, Amsterdam, S. 305–318.
- Fox, J. (1991): *Regression Diagnostics*, Sage, Thousand Oaks, CA.
- Ge, X.J., Poon, K.M., Boon, J. (2006): Factors Associated with the Recovery of Housing Prices in Hong Kong, Paper Presented at the 12th Annual Conference of the Pacific Rim Real Estate Society (PRRES), January 22 to 25, 2006, Auckland, New Zealand.
- Goodman, A.C. (1990): Demographics of Individual Housing Demand, *Regional Science and Urban Economics* 20, 83–102.
- Hansen, J.L., Formby, J.P., Smith L.J. (1998): Estimating the Income Elasticity of the Demand for Housing: A Comparison of Traditional and Lorenz-Transformation Curve Methodologies, *Journal of Housing Economics* 7, 328–342.
- Ho W.K.O., Ganesan, S. (1998): On land supply and the price of residential housing, *Netherlands Journal of Housing and the Built Environment* 13, 439–451.
- IWH – Institut für Wirtschaftsforschung Halle (2003): Ostdeutsche Wirtschaft: Produktion 2003 wieder im Plus, *Wirtschaft im Wandel* 8/2003, 227–246.
- Johnston, R., McKinney, M., Stark, T. (1996): Regional Price Level Variations and Real Household Incomes in the United Kingdom, 1979/80–1993, *Regional Studies* 30, 567–578.

- Jüßen, F. (2005): A distribution dynamics approach to regional income convergence in reunified Germany, ERSA 2005 conference paper, European Regional Science Association.
- Kosfeld, R., Dreger, C. (2006): Thresholds for Employment and Unemployment: A Spatial Analysis of German Regional Labour Markets, 1992–2002, *Papers in Regional Science* 85, 523–542.
- Lee, G.S., Schmidt-Dengler, P., Felderer, B., Helmenstein, C. (2001): Austrian Demography and Housing Demand: Is There a Connection, *Empirica* 28, 259–276.
- Mankiw, N.G. and Weil, D. (1995): The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market: a Reply to Our Critics, *Regional Science and Urban Economics* 25, 573–579.
- Mankiw, N.G. and Weil, D. (1989): The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market, *Regional Science and Urban Economics* 19, 235–258.
- Mayo, S.K. (1981): Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand, *Journal of Urban Economics* 10, 95–116.
- Megbolugbe, I.F., Cho, M. (1996): Racial and Ethnic Differences in Housing Demand: An Econometric Investigation, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 12, 295–318.
- Neubauer, W. (1996): *Preisstatistik*, Vahlen, München.
- Olsen, E.O. (1987): The Demand and Supply of Housing Services: A Critical Service of Empirical Literature, in: Mills, E.S. (ed.), *Handbook of Urban Economics*, New York.
- Pollack, R. A., Wales, T. (1981): Demographic Variables in Demand Analysis, *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 49 (6), 1533–1551.
- Rao, P. (2004): Spatial Comparisons of Consumer Prices, Purchasing Power Parities and the International Comparison Program. In: International Labour Organisation (ILO) (ed.): *Consumer Price Index Manual – Theory and Practice*, Genève, 495–504.
- Roos, M.W.M. (2006a): Regional Price Levels in Germany, *Applied Economics* 38, 1553–1566.
- Roos, M.W.M. (2006b): Earnings Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 26, 176–189.
- Rostin, W. (1979): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten, *Wirtschaft und Statistik* 6/1979, 403–410.
- Rousseeuw, P., Hubert, M. (1997): Recent Developments in PROGRESS. In: L1–Statistical Procedures and Related Topics, Dodge, Y. (ed.): *IMS Lecture Notes*, Volume 31, 201–214.
- Schultze, C. (2003): The Consumer Price Index: Conceptual Issues and Practical Suggestions, *Journal of Economic Perspectives* 17, 3–22.

- Schultze, C., Mackie, C. (eds.) (2002): *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes*, National Academy Press, Washington.
- Statistisches Bundesamt (ed.) (2003): *Verbraucherpreisindex auf Basis 2000*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (ed.) (1998): *Verbraucherpreisindex auf Basis 1995*, Wiesbaden.
- Ströhl, G. (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten, *Wirtschaft und Statistik* 6/1994, 415–434.
- Triplett, J. (2001): Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptional Framework for the Consumer Price Index, *Economic Journal* 111, F311–F334.
- Tse, R.Y.C., Ho, C.W., Ganesan, S. (1999): Matching Housing Supply and Demand: An Empirical Study of Hong Kong's Market, *Construction Management and Economics* 17, 625–633.
- von der Lippe, P. (2004): Hat die „ökonomische Theorie der Indexzahlen“ einen Nutzen für die Praxis der Preisstatistik?. In: Elsner, E. und Voy, K. (Hrsg.): *Tagungsband der 8. Konferenz „Messen der Teuerung“*, Statistisches Landesamt Berlin, Berlin, 61–87.
- von der Lippe, P. (2001): *Chain Indices, A Study in Price Index Theory*, Spectrum of Federal Statistics, Vol. 16, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Möglichkeiten zur Bildung eines Regionalindex Wohnkosten unter Verwendung von Angebotsdaten

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Bernhard Faller, Christoph Helbach, Andreas Vater, Reiner Braun
empirica, Qualitative Marktforschung, Stadt- und Strukturforschung GmbH

Inhaltsverzeichnis

1	Hintergrund und Überblick.....	129
2	„Preisindex Wohnkosten“ – Anforderungen aus öffentlicher Sicht....	130
2.1	Statistische Ämter.....	130
2.2	Behörden der Finanzmarktaufsicht.....	131
2.3	Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung und BBR	132
2.4	Weitere öffentliche Akteure: Agentur für Arbeit und Finanz- ministerium	133
2.5	Zwischenfazit: Anforderungsprofil an den „Preisindex Wohnkosten“	134
3	Überblick über die Datenverfügbarkeit und Bewertung der Datenangebote	135
3.1	Datenquellen öffentlicher Institutionen.....	135
3.1.1	Haushalts- und Personenbefragungen.....	135
3.1.2	Sozialgesetzgebungsstatistiken	138
3.1.3	Mietspiegel.....	140
3.1.4	Gutachterausschüsse	141
3.2	Datenbestände aus der Wirtschaft.....	143
3.2.1	Maklerbefragungen: Immobilienverband Deutschland und LBS.....	143
3.2.2	Daten von Banken und banknahen Institutionen	145
3.2.3	Beobachtung und Analyse von Angebotsdaten.....	147
3.3	Zwischenfazit: Angebotsdaten als Datenbasis eines regionalen Wohnpreisindex.....	148
4	Wie valide sind Angebotsdaten für den Wohneigentumsmarkt? – eine einführende Analyse	149
4.1	Überblick über die Datenbasis der Analyse.....	149
4.2	Analyse möglicher Einflussfaktoren auf die Preiskorrektur.....	150
4.3	Erklärungsansätze für regionale Unterschiede	153

4.3.1	Kreistyp, Arbeitslosenquote und Bevölkerungszahlen als mögliche Ursachen	153
4.3.2	Zwei Fallbeispiele: Strukturbrüche als Ursache für Preiskorrekturen.....	156
4.4	Zwischenfazit: Angebotsdaten sind mit Einschränkungen nutzbar.....	158
5	Ein regionaler Immobilienpreisindex auf Basis von Angebotsdaten	159
6	Kritik.....	160
7	Zusammenfassung und Fazit	161
8	Literatur.....	162
9	Anhang	163

1 Hintergrund und Überblick

Der Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten hat am 21. März 2008 unter dem Titel „Weißer Fleck Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?“ einen Projektaufruf veröffentlicht, um Möglichkeiten zur Bildung regional differenzierter Preisindizes zu beleuchten und mittelfristig die entsprechende Datenverfügbarkeit zu verbessern. Dabei sind vor allem Güter und Leistungen von Bedeutung, die mit Blick auf regional unterschiedliche Lebenshaltungskosten ein hohes Gewicht haben.

Im Zuge dieses Aufrufs hat der Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten empirica damit beauftragt, mit einer Expertise für den Bereich „Wohnkosten“¹ ein Mosaik zum Gesamtbild beizusteuern. Wohnkosten spielen – das wird auch im Projektaufruf deutlich – im Kontext regionaler Preisindizes eine entscheidende Rolle, denn zum einen geben Mieterhaushalte fast während des gesamten Lebenszyklus rund 20 Prozent ihres Nettoeinkommens für das Wohnen aus (Kaltmiete).² Zum anderen sind auch die regionalen Unterschiede, beispielsweise zwischen München und peripheren Regionen Ostdeutschlands, erheblich.

Hinzu kommt, dass der Beobachtung von Wohn- und Immobilienpreisen auch eine übergeordnete Bedeutung zukommt, wie im Zuge der aktuellen weltweiten Finanzkrise einmal mehr deutlich wird. So sind in Deutschland laut Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) mehr als 50 Prozent aller Kredite mit Immobilien abgesichert, wodurch Immobilienpreise und ihre Entwicklung zu einem zentralen Bestandteil der Finanzmarktstabilität und damit auch der Konjunktur werden.

Vor diesem Hintergrund liefert die vorliegende Expertise einen Überblick über heutige Möglichkeiten der Preisbeobachtung im Segment der Wohnkosten. Dazu werden zunächst die Anforderungen an eine solche Preisbeobachtung – also einen Wohn- bzw. Immobilienpreisindex – diskutiert, wobei öffentliche Akteure im Fokus stehen. Anschließend werden bestehende Daten sowie Ansätze einer Indexberechnung mit Blick auf diese Anforderungen untersucht. Schließlich wird eine Indexbildung auf der Basis von Angebotsdaten erprobt und die Ergebnisse kritisch diskutiert. Hierfür wird zunächst diskutiert, inwiefern sich diese Daten trotz möglicher Abweichungen der Transaktionspreise zur Indexbildung eignen und inwiefern eine Korrektur der Angebotsdaten möglich ist. Im Ergebnis liegt ein bundesweiter regionaler Immobilienpreisindex auf Basis sowohl bereinigter als auch unbereinigter Angebotsdaten vor.

1 Hier zunächst ohne Wohnnebenkosten.

2 Bei den Eigentümerhaushalten sinken die Wohnkostenbelastungen durch die relativ schnelle Entschuldung rasch ab, so dass ihre Einkommensbelastung im Durchschnitt niedriger ist.

2 „Preisindex Wohnkosten“ – Anforderungen aus öffentlicher Sicht

Die vielfältigen bereits bestehenden Ansätze zur Berechnung von Preisindizes im Immobilienmarkt (vgl. Abschnitt 3) verdeutlichen zum einen, dass grundlegende methodische Fragen noch nicht abschließend geklärt sind. Andererseits erscheint derzeit jedoch auch ungeklärt, welche Anforderungen an einen solchen Index eigentlich zu stellen sind. Dabei sind unterschiedliche Verwendungszusammenhänge zu berücksichtigen, die zu unterschiedlichen Anforderungen mit Bezug auf die räumliche, die zeitliche und die inhaltliche Tiefe eines solchen Index führen. Im Folgenden wird daher ein kursorischer Überblick über die Interessenlage verschiedener öffentlicher Akteure gegeben.

2.1 Statistische Ämter

Ein zentrales Thema der Datenerhebungen der statistischen Ämter, also des Statistischen Bundesamtes (Destatis) sowie der Landesämter, ist die flächendeckende Preisbeobachtung. Daraus ergibt sich unmittelbar ein großes Interesse an der Beobachtung von Wohnkosten. Derzeit besteht hier insbesondere im Bereich der Immobilienpreise Handlungsbedarf, da diese bisher nicht in den Preisindizes berücksichtigt werden. Aus den unterschiedlichen Zuständigkeiten der jeweiligen Ämter im föderalen System ergeben sich jedoch vor allen Dingen in der Frage der regionalen Tiefe leicht abweichende Ansprüche an einen Regionalindex Wohnkosten.

Im Jahre 2010 erwartet Destatis eine EU-Verordnung, derzufolge die Mitgliedstaaten zur Berechnung eines Immobilienpreisindex zur Berücksichtigung im harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) verpflichtet werden sollen. Im Vorfeld der Richtlinie führt Destatis bereits heute erste Berechnungen durch (vgl. Abschnitt 3.1.4). Bei dem resultierenden Index handelt es sich derzeit um einen bundesweiten, quartalsweise errechneten Immobilienpreisindex als Ergebnis eines hedonischen Modells.³ Im Gespräch äußerte sich das Amt darüber hinaus lediglich an einer Auflösung auf Länderebene interessiert und verwies hierfür auch auf die Möglichkeit repräsentativer Stichproben. Eine detailliertere regionale Gliederung falle letztlich in den Aufgabenbereich der statistischen Landesämter.

In Nordrhein-Westfalen (NRW) basiert die derzeitige Preisbeobachtung auf 20 Kommunen, die nach dem zweiten Weltkrieg ohne Berücksichtigung besonderer regionaler Gegebenheiten ausgewählt wurden. Bis ins Jahr 2010 ist hier eine

3 Mietpreise werden im Gegensatz zu Immobilienpreisen schon heute über eine Längsschnittstichprobe im HVPI berücksichtigt. Hier gilt insbesondere die geringe Rücklaufquote als Problem.

Umstellung auf Basis der Raumordnungsregionen und Kreistypen des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) geplant. In diesem Zusammenhang wäre eine quartalsweise Berechnung eines Wohnkostenindex auf Ebene der Raumordnungsregionen wünschenswert. Einer höheren räumlichen Auflösung steht der zuständige Mitarbeiter des Statistischen Landesamtes NRW aufgrund zu erwartender Schwierigkeiten mit der Datenbasis – und folglich mit der Verlässlichkeit eines entsprechenden Index – kritisch gegenüber.

2.2 Behörden der Finanzmarktaufsicht

Als Akteure der Finanzmarktaufsicht sind sowohl die BaFin als auch die Bundesbank auf verlässliche Preisdaten des Wohn- und Immobilienmarktes angewiesen. Allerdings zeigten sich auch hier in Gesprächen unterschiedliche Verwendungsschwerpunkte. Während die BaFin auf derartige Daten vornehmlich im Zusammenhang mit der Aufsicht über Finanzinstitute in Kontakt kommt, liegt das vordergründige Interesse der Bundesbank in der Beobachtung der Inflation als Basis für geldpolitische Entscheidungen. Daneben spielen hier auch Konjunkturbeobachtung, Finanzmarktstabilität und ebenfalls die Bankenaufsicht eine Rolle.

Die BaFin verfolgt das Ziel einer vorausschauenden, risikoorientierten Aufsicht. In diesem Zusammenhang werden in einer Querschnittsabteilung u. a. auch nationale und internationale Immobilienmärkte analysiert, um frühzeitig Immobilienrisiken für die beaufsichtigten Institute zu erkennen. Aussagekräftige regionale Immobilienpreisindizes wären für die Arbeit der BaFin insbesondere unter zwei Aspekten nützlich:

1. Empirische Basis für die Beobachtung struktureller und regionaler Entwicklungen am deutschen Immobilienmarkt und für die Analyse der Auswirkungen auf regional tätige Institute wie Sparkassen und Kreditgenossenschaften.
2. Ergänzung des von den Bankenverbänden entwickelten Marktschwankungskonzeptes: Das „Basel II“-Regelwerk erlaubt unter bestimmten Voraussetzungen die Privilegierung, d. h. eine geringere Eigenkapitalunterlegung, von Wohnimmobilienkrediten. Eine Bedingung ist die laufende Überwachung des Wertes der belasteten Immobilie durch die Institute und die Pflicht zur Neubewertung, wenn der regionale Teilmarkt starken Schwankungen ausgesetzt ist. Um zu bestimmen, welche Immobilien einer Neubewertung bedürfen, haben die Verbände der Kreditwirtschaft ein Marktschwankungskonzept entwickelt, dessen Repräsentativität aufgrund von Datenlücken grundsätzlich verbesserungswürdig ist. Konsistente und methodisch anerkannte regionale Immobilienpreisindizes könnten einen Beitrag leisten, um diese Defizite zu verringern und die Qualität des Marktschwankungskonzeptes zu verbessern.

Für die BaFin wäre ein methodisch sauberer Immobilienpreisindex auf Kreisebene hilfreich, der wenigstens quartalsweise, besser jedoch monatlich, zur Verfügung steht. Hedonische Modelle zur Berechnung seien dagegen nicht zwingend nötig. Eine Beobachtung der Teilmärkte für Einfamilienhäuser, Mehrfamilienhäuser, Wohnungen und ggf. Gewerbegebäude reiche aus.

Aus Sicht der Bundesbank dagegen liegt das Hauptaugenmerk auf der Inflationsbeobachtung. So merken Hoffmann und Lorenz (2006) an, dass „Cost-of-living“-Indizes unbedingt auch Wohnkosten beinhalten müssen. Im Gespräch wurde deutlich, dass hierfür die Maßstäbe bisheriger Preisindizes von Destatis in Bezug auf Verlässlichkeit und Kontinuität der Daten anzulegen sind. Daraus lässt sich ein Interesse an der rechnerischen Trennung unterschiedlicher Preiseinflüsse und damit an hedonischen Berechnungen ableiten, die quartalsweise auf Ebene der Raumordnungsregionen des BBR durchgeführt werden. Besonderes Augenmerk legt die Bundesbank außerdem auf die Transparenz der Ergebnisse und Methoden.

2.3 Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung und BBR

Das Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (BMVBS) sowie das nachgelagerte BBR vertreten in besonderem Maße die öffentlichen Interessen. Ihnen obliegt nicht nur, die verschiedenen Entwicklungen zu beobachten und beratend tätig zu werden. Das Ministerium hat darüber hinaus die Aufgabe, Politik zu gestalten und demnach Gesetze und Richtlinien vorzuschlagen und in der Entwicklung zu begleiten. Die Behörden sehen sich im Zusammenhang der Forschungsfrage dabei zunächst in einer koordinierenden Rolle, die z. B. in einem Austausch mit dem Statistischen Bundesamt zur Weiterentwicklung des Häuserpreisindex wie auch in dem Dialog mit Experten zum Ausdruck kommen soll. Das Ministerium bekräftigt darüber hinaus das Interesse an einer Verbesserung der regionalisierten Datenbasis sowohl bzgl. der Miete wie auch der Immobilienpreise. Dies sei erstrebenswert für eine Absicherung von politischen Entscheidungen etwa im Bereich der Sozialraumanalyse (z. B. im Kontext der „sozialen Stadt“) oder der Analyse regionaler Disparitäten sowie der Wertentwicklung von Immobilien als Baustein der privaten Altersvorsorge. Neben der Analyse der tatsächlichen Transaktionspreise bzw. Mietpreise wären außerdem hedonische Modelle mit hoher räumlicher Auflösung sowie belastbare Ergebnisse für regionale und bundesweite Entwicklungstrends wünschenswert. Sowohl BMVBS als auch BBR würden zudem begrüßen, wenn das im Rahmen der jetzigen Tätigkeitsschwerpunkte des Statistischen Bundesamtes (z. B. HVPI) und der Gutachterausschüsse (Wertgutachten und Grundstücksmarktberichte) erhobene und verwendete Datenmaterial weiter zu einem Instrument der

bundesweiten regionalisierten Markt- und Preisbeobachtung ausgebaut würde. Die amtliche Statistik sollte langfristig zumindest bundesweit Eckwerte der regionalen Preis- und Mietenentwicklung bereitstellen. Auf welcher regionalen Ebene und in welchen zeitlichen Intervallen amtliche und nicht-amtliche Daten und Analysen ineinander greifen, kann aus Sicht der Behörden erst nach weiteren Analysen und einem intensiveren Dialog mit den Akteuren bewertet werden. Bausteine hierzu liefern zwei aktuelle Methodenstudien im Rahmen der Ressortforschung.⁴

2.4 Weitere öffentliche Akteure: Agentur für Arbeit und Finanzministerium

Neben den „klassischen“ Akteuren der Statistik und der Immobilienmärkte könnte auch an anderer Stelle Bedarf an einem regionalen Preisindex Wohnkosten bestehen. So hat etwa die **Bundesagentur für Arbeit** bzw. die operativ tätigen **Arbeitsgemeinschaften (ARGE)** und sonstigen Träger im Rahmen der Angemessenheitsprüfungen von Anträgen auf Übernahme der Wohnkosten ein Interesse an Informationen über Wohnkosten in einer Region. Mit einem Urteil vom 7.11.2006⁵ (bestätigt im Juni 2008) entschied das Bundessozialgericht, dass Wohngeldtabellen für eben diese Angemessenheitsprüfungen keine valide Basis darstellen. Als Maßstab müsse vielmehr die Miete am Wohnort dienen. Daraus folgt die Notwendigkeit der Festsetzung der entsprechenden Obergrenzen aus dem Mietspiegel (vgl. Abschnitt 3.1.3), sofern dieser vorliegt (so geschehen etwa in Kiel). Für ARGE in ländlichen Regionen (etwa Region Hannover) besteht dagegen ein unmittelbarer Bedarf, einen entsprechenden Vergleichsmaßstab zu generieren. Hierfür wird wenigstens die Gemeindeebene als Auflösung benötigt, wobei jedoch (in Anlehnung an die Mietspiegel) eine Aktualisierung alle zwei Jahre ausreicht. Diesen Anforderungen müssen die ARGE zeitnah gerecht werden, so dass zum heutigen Zeitpunkt unklar ist, ob die Bildung eines regionalen Wohnkostenindex hierfür möglicherweise zu spät erfolgt. Auf jeden Fall könnte ein solcher Index durchaus eine Verbesserung der Informationslage darstellen.

Ein weiterer möglicher Nutzer von Immobilienpreisindizes ist das **Bundesministerium der Finanzen (BMF)**. Hier folgt aus der Anwendung (z. B. im Rahmen der Grundsteuer) heraus ein Bedarf an der Beurteilung einzelner Objekte. Dabei sind durchaus methodische Parallelen zu einem Immobilienpreisindex denkbar. Im Vordergrund müsste dafür das Ziel stehen, den tatsächlichen Marktpreis ei-

4 Die eine Studie bereichert die Methodendiskussion durch einen regionalisierten hedonischen Preisindex auf Basis von bundesweiten Kreditdaten von Hypoport, eine zweite Studie untersucht bundesweit das Potenzial zur lokalen und regionalen Marktbeobachtung auf Basis der Gutachterausschussdaten zur bundesweiten Marktbeobachtung.

5 Aktenzeichen B 7b AS 10/06 R.

ner untersuchten Immobilie so genau wie möglich beschreiben zu können. Derzeit erfolgen diese Schätzungen durch ein vereinfachtes Ertragswertverfahren, Steuerbilanzwerte und Bodenrichtwerte. Im Rahmen der Erbschaftssteuerreform wurde jedoch vorgeschlagen, auf ein Vergleichswertverfahren über die jeweiligen Gutachterausschüsse zurückzugreifen. Für einen Immobilienpreisindex folgen aus den Aufgaben des Ministeriums unmittelbar hohe Anforderungen an die Verlässlichkeit und die regionale Auflösung. Da eine Anpassung im Rahmen der Steuer jedoch nur jährlich erfolgen könnte, reicht diese Periodizität – der unverbindlichen Aussage eines Ministeriumsmitarbeiters folgend – aus.

2.5 Zwischenfazit: Anforderungsprofil an den „Preisindex Wohnkosten“

Die Gespräche mit den öffentlichen Akteuren haben im Wesentlichen drei Tendenzen verdeutlicht: Erstens zeigen verschiedene Behörden vor verschiedenen Hintergründen großes Interesse an einem regionalen „Preisindex Wohnkosten“ und insbesondere an einem Immobilienpreisindex. Zum Teil wurden auch schon Bemühungen unternommen, selbst einen Index zu entwickeln oder jedenfalls methodische Fragen zu diskutieren. Folglich sind sich zweitens auch alle Befragten der problematischen Datenlage bewusst und verfolgen daher mit Interesse Bemühungen, Angebotsdaten auf ihre Validität zu prüfen oder Daten von Gutachterausschüssen zusammenzuführen (vgl. Abschnitt 3.1.4). Drittens wurden die Erwartungen bestätigt: Die jeweiligen Anforderungen weichen zum Teil stark voneinander ab. Somit kann letztlich nur ein in jeder Hinsicht hoch auflösender Index allen Interessen gerecht werden. Vor dem Hintergrund der nachfolgenden Diskussion um die geeignete Datenbasis erscheint für einen ersten Schritt jedoch eine Kompromisslösung angebracht. Diese sollte zu einem quartalsweise errechneten Index, nach Möglichkeit auf Kreisebene, führen. Hedonische Berechnungen sind dabei von verschiedenen Stellen ihrer Detailtiefe wegen gewünscht, jedoch nicht immer zwingend benötigt. Wichtig ist vielmehr, dass der Index eine verlässliche Aussage über die tatsächliche Preisentwicklung trifft. Möglicherweise ist genau hierfür die hedonische Analyse aufgrund der Heterogenität von Immobilien und Wohnungen unabdingbar. Andererseits muss oberstes Ziel sein, einen „Preisindex Wohnkosten“ derart zu gestalten, dass die Berechnungen methodisch transparent und über die Jahre konsistent sind. Hierfür bedarf es – gerade bei der Anwendung hedonischer Modelle – einer großen Stabilität der Datenbasis.

Neben der hier geführten Diskussion der öffentlichen Interessen sollten auch private Institutionen (z. B. Banken) nicht völlig außer Acht gelassen werden. Gerade im Zuge der aktuellen Debatte um die weltweite Finanzkrise wird deutlich,

wie wichtig eine fundierte Immobilienmarktbeobachtung ist und wie schnell private bzw. unternehmerische Interessen mit öffentlichen Interessen zusammenfallen können. Es erscheint daher ratsam, in nachfolgenden Analysen auch die Interessen von Wirtschaft und Verbänden stärker in die Überlegungen mit einzubeziehen. Dabei ist zu erwarten, dass insbesondere Banken und Versicherungen um eine möglichst detaillierte Beobachtung der Märkte bemüht sind, woraus sich durchaus noch höhere Anforderungen an den Index ergeben können. Schließlich hat schon die BaFin auf Bedarf an einem monatlich errechneten Index hingewiesen.

3 Überblick über die Datenverfügbarkeit und Bewertung der Datenangebote

Wie bereits erwähnt beschäftigt die „Problematik Wohnpreisindex“ öffentliche Akteure bereits seit einiger Zeit. Darüber hinaus befassen sich auch zahlreiche private Akteure – etwa Banken oder Maklerverbände – mit Wohn- und Immobilienpreisdaten, ohne dass es jedoch bisher zur Etablierung eines Index gekommen wäre. Im Folgenden wird ein Überblick über die wichtigsten bestehenden Datensätze – öffentliche wie private – sowie bisherige Ansätze einer Indexbildung gegeben. Dabei dienen stets die zuvor diskutierten Anforderungen öffentlicher Akteure sowie Kosten- und Verfügbarkeitsaspekte als Maßstab für den Nutzen der jeweiligen Daten.

3.1 Datenquellen öffentlicher Institutionen

3.1.1 Haushalts- und Personenbefragungen

Im regelmäßigen Turnus finden bundesweit verschiedene Erhebungen mit dem übergeordneten Ziel statt, die Lebenssituation der Bevölkerung statistisch zu erfassen bzw. Daten für die Forschung bereitzustellen. Drei dieser Erhebungen sind der Mikrozensus, das Sozio-oekonomische Panel sowie die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe.

Der **Mikrozensus (MZ)** ist eine jährliche Stichprobenbefragung des Statistischen Bundesamtes, in der ein Prozent aller Einwohner über ihre wirtschaftliche und soziale Lage (Erwerbstätigkeit und Bildungsverhalten) befragt wird. Über eine Flächenstichprobe werden Auswahlbezirke gebildet, innerhalb derer alle Haushalte und Personen befragt werden. Jedes Jahr wird mindestens ein Viertel der Auswahlbezirke ausgetauscht, so dass jeder Haushalt höchstens vier Jahre lang zur ausgewählten Stichprobe zählt (partielle Rotation). Auf diese Weise werden jährlich rund 370.000 Haushalte (ca. 820.000 Personen) erfasst. Dabei sind die Befragten grundsätzlich zur Auskunft verpflichtet.

Beschrieben werden die Haushalte im MZ jährlich über Merkmale zu den Personen (Alter, Geschlecht, Staatsangehörigkeit etc.), Haushaltszusammensetzung, Quellen des Lebensunterhalts und der Höhe des Haushaltsnettoeinkommens. Alle vier Jahre wird der Fragenkatalog um Zusatzthemen ergänzt, etwa durch Fragen zu Wohnsituation⁶ oder Pendlerverhalten. Für die Beobachtung von Wohnkosten kann insbesondere die Zusatzbefragung zur Wohnsituation dienen. Erfragt werden Daten zu Gebäude (Art, Größe, Baualtersklasse), Wohnung (Fläche, Heizungsanlage), Haushalte (Eigentümer/Mieter, Einzugsjahr) sowie bei Mietwohnungen zu Kosten (Miete, Betriebs- und Nebenkosten). Das Auswahlverfahren des Mikrozensus soll dabei auch regional repräsentativ sein. Die unterste räumliche Einheit, für die Daten bereitgestellt werden können, sind die sogenannten regionalen Anpassungsschichten. Bundesweit wurden dazu 123 regionale Anpassungsschichten mit einer Mindestgröße von 500.000 Einwohnern und einer Durchschnittsgröße von 650.000 Einwohnern definiert. So kann eine Anpassungsschicht beispielsweise aus einer größeren kreisfreien Stadt oder auch aus mehreren Landkreisen bestehen. Eine noch kleinräumigere Betrachtung ist nicht möglich, da die „kritische Masse“ der Befragten dann zu gering wird, um noch statistische Relevanz zu besitzen. Selbst auf Ebene der Anpassungsschichten können die Ergebnisse nicht bis in das kleinste Detail (d. h. nach mehreren Merkmalkombinationen) ausgewertet werden, weil auch deren Fallzahlen zu gering werden.

Das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) führt seit 1984 jährlich das **Sozio-oekonomische Panel (SOEP)** als Längsschnittstudie privater Haushalte durch. Im Erhebungsjahr 2006 wurden ca. 12.500 Haushalte (ca. 22.700 Personen) zu ihrer Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation, Erwerbs- und Familienbiografie, Erwerbsbeteiligung, beruflichen Mobilität, Einkommensverläufen, Gesundheit und Lebenszufriedenheit befragt. Damit werden sowohl die objektiven Lebensbedingungen als auch die subjektiv bewertete Lebensqualität aufgenommen.

Die haushaltsbezogenen Merkmale des SOEP sind zur Beobachtung regionaler Wohnkosten auf der einen Seite nur bedingt geeignet, da sie nicht darauf abzielen, flächendeckende Auskunft zu geben. Zwar ist beim DIW unter bestimmten Datenschutzbedingungen eine Geocode-CD als Ergänzung zum SOEP verfügbar, welche eine Zuordnung der Haushalte – etwa zu Raumordnungsregionen des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) – zulässt. Eine detailliertere Abbildung, etwa auf Kreisebene, ist aber, bedingt durch die verhältnismäßig kleine Stichprobe, nicht möglich.

6 Im Mikrozensusgesetz ist die Bereitstellung fundierter Daten zu den Wohnverhältnissen als Zweck des Zensus verankert.

Andererseits bietet das SOEP für die Bildung von Wohnpreisindizes durch Auswertungsmöglichkeiten von Wohnkosten und Wohnbiografien einen interessanten Datenpool. Ferner werden zahlreiche Objektmerkmale wie Größe und Ausstattung sowohl durch objektive als auch durch subjektive Antworten beschrieben. Ein wesentlicher Vorteil des SOEP ist zudem die Verfügbarkeit eines relativ leicht handhabbaren Datensatzes, aus dem für politisch interessante Zielgruppen (z. B. Familien, Ausländer) eigene Wohnprofile erstellt werden können.

Ein Abgleich mit den Ergebnissen des Mikrozensus zeigt in der Mehrzahl wesentlicher Strukturmerkmale des Wohnungsmarktes eine hohe Übereinstimmung der Ergebnisse. Bei einigen Merkmalen allerdings gibt es deutliche Abweichungen (z. B. Wohnfläche pro Kopf, Mieten, Mietbelastungsquoten). Für einige der Abweichungen lassen sich sicherlich Gründe in der Konzeption und Stichprobensamensetzung des SOEP finden, umgekehrt kann bei einigen Ergebnissen des MZ die Validität und Eignung als Benchmark hinterfragt werden (z. B. Mietbelastungsquoten), so dass hier die Ergebnisse des SOEP eine hilfreiche Ergänzung der amtlichen Statistik darstellen können.

Die **Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)** schließlich ist eine Befragung des Statistischen Bundesamtes in Kooperation mit den statistischen Landesämtern über Einkommens-, Vermögens- und Schuldensituation sowie die Konsumausgaben privater Haushalte. Auch Fragen zur Ausstattung mit Konsumgütern und den Wohnverhältnissen sind enthalten. Die Befragung wird alle fünf Jahre durchgeführt und ist gesetzlich geregelt.⁷ Die Teilnahme ist dabei – im Gegensatz zum Mikrozensus – freiwillig. Befragt werden 0,2 Prozent aller deutschen Haushalte. 2003 wurden ca. 53.500 Haushalte erfasst.

Der Erhebungsfragebogen der EVS besteht aus drei Teilen: Das Einführungsinterview enthält die Grunddaten der Haushalte und Personen, die Wohnsituation und die Ausstattung mit Konsumgütern. Der zweite Teil besteht aus einem sogenannten Haushaltsbuch, in dem der Haushalt drei Monate seine sämtlichen Einnahmen und Ausgaben einträgt. Der dritte Teil besteht aus einem Feinaufzeichnungsheft, in dem detailliert alle Ausgaben für Speisen und Getränke nach Mengen und Preisen aufgegliedert werden. Veröffentlicht werden die Ergebnisse je nach Erhebungsteil etwa 9 bis 15 Monate nach ihrer Erhebung. Haushalte in Gemeinschaftsunterkünften und Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von mehr als 18.000 Euro werden nicht erfasst.

⁷ Gesetz über die Statistik der Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte in der im Bundesgesetzblatt Teil III, Gliederungsnummer 708-6, veröffentlichten bereinigten Fassung, geändert durch Artikel 10 des Gesetzes vom 14. März 1980 (BGBl. I S. 294), in Verbindung mit Artikel 2 der Verordnung vom 26. März 1991 (BGBl. I S. 846) und dem Bundesstatistikgesetz (BStatG) vom 22. Januar 1987 (BGBl. I S. 462, 565), zuletzt geändert durch Artikel 2 des Gesetzes vom 9. Juni 2005 (BGBl. I S. 1534). Statistisches Bundesamt (16.7.2008): http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/abisz/Einkommens__Verbrauchsstichprobe,templateId=renderPrint,psml.

Zur Wohnkostenbeobachtung können aus der EVS vor allem die Angaben zur Wohnsituation verknüpft mit den Grunddaten der Haushalte und Personen dienen. Darüber hinaus werden auch Verkehrs- und Vermögenswerte von Immobilien im Besitz der Haushalte erhoben. Zudem bieten sich differenzierte Auswertungsmöglichkeiten zu weiteren Ausgaben der Haushalte, wodurch sich weitere mögliche Anknüpfungspunkte ergeben. Regionale Differenzierungen nach Bundesland, Gemeindegröße und Entfernung zur nächsten Großstadt sind dabei im Grundsatz möglich.

Zusammenfassend sind die hier vorgestellten Erhebungen als einzige Datenbasis für einen Regionalindex Wohnkosten nicht geeignet. Im Rahmen von MZ und EVS werden die hierfür nötigen Merkmale zur Wohnsituation nicht oft genug erfasst. An eine quartalsweise Beobachtung der Preisentwicklung, wie von zahlreichen Akteuren benötigt, wäre auf Basis dieser Daten nicht zu denken. Mit dem SOEP hingegen ist bei nur 12.500 befragten Haushalten voraussichtlich keine flächendeckende Analyse auf Ebene der BBR Raumordnungsregionen oder gar der Kreise zu erreichen. Gleichwohl können alle drei Erhebungen zum einen als Benchmark für einen Wohnpreisindex und zum zweiten als Mosaik im Gesamtbild dienen. So bietet z. B. das SOEP eine mögliche Datenquelle, mit der gleichzeitig Bestands- und Neu-/Wiedervermietungsmieten analysiert werden können.

3.1.2 Sozialgesetzgebungsstatistiken

Seit der Umstellung der Sozialgesetzgebung im Zuge der „Hartz-Reformen“ ist die Grundsicherung von Arbeitsuchenden in Deutschland durch das „**Sozialgesetzbuch II**“ (SGB II) geregelt. Durch das Zusammenlegen von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe fällt die Grundsicherung in den Zuständigkeitsbereich der Bundesagentur für Arbeit. Diese stellt seit September 2006 umfangreiches Datenmaterial zur Mittelvergabe im Rahmen des SGB II zur Verfügung. Dieser Datensatz enthält – dem Tätigkeitsfeld der Agentur entsprechend – auf Kreis- oder Trägerebene⁸ Informationen über Arbeitslosenquoten und verwandte Größen einerseits und Ausgaben für die Grundsicherung andererseits. Wesentlicher Bestandteil der Statistik sind damit auch die Merkmale „durchschnittliche Höhe der Leistungen für Unterkunft je Person“ sowie die „durchschnittliche Höhe der Leistungen für Unterkunft je Bedarfsgemeinschaft“. Hieraus lassen sich – mit Abstrichen – interessante Aussagen über die Situation der niedrigpreisigen Sektoren des Wohnungsmarkts ableiten. Von großem Vorteil ist dabei die gesicherte, monatlich (mit drei Monaten Verzögerung) verfügbare Datensubstanz. Zu beachten ist allerdings, dass über das Zustandekom-

8 Die Träger sind hierbei zumeist, aber nicht immer mit einem oder mehreren Kreisen deckungsgleich.

men der Zahlungen keine Informationen öffentlich verfügbar sind. Es stehen flächendeckend jedoch nur die Merkmale Fläche und Miet-/Betriebs-/Nebenkosten zur Verfügung. Weitere Merkmale des Wohnraumes fehlen oder leiden unter geringer Datenqualität. Aus Datenschutzüberlegungen sind weiterhin keine Cluster mit weniger als drei Beobachtungen verfügbar, so dass bei hoher räumlicher Auflösung (etwa auf Kreisebene) und Differenzierung nach speziellen Merkmalen unvollständige Datensätze zu erwarten sind. Grundsätzlich gelten für die Datenweitergabe die hohen Anforderungen des § 75 SGB X. Daher hat bisher eine Datenweitergabe lediglich lokal begrenzt stattgefunden und Mitarbeiter der Bundesagentur für Arbeit zeigen sich gegenüber einer Weitergabe bundesweiter Daten skeptisch.

Interessant ist neben den Antragsdaten auch die zuvor bereits diskutierte Forderung des Bundessozialgerichts (vgl. Abschnitt 2.4) nach einer Angemessenheitsprüfung anhand der Mieten am Wohnort. Hieraus entsteht für die Träger die Notwendigkeit, eine Art lokalen Mietspiegel flächendeckend nicht nur zu erstellen, sondern auch zu veröffentlichen. Bisher ist jedoch unklar, wie diese Aufstellungen konkret aussehen werden und ob sie also wertvolle Informationen in hinreichender Tiefe beinhalten. Im Gespräch befand etwa die ARGE der Region Hannover, dass ein solcher Spiegel lediglich im Zwei-Jahres-Turnus aktualisiert werden müsse. Dies wäre für einen fundierten Regionalindex zu wenig. Ferner sind die Träger lokal für die Angemessenheitsprüfungen verantwortlich. Hieraus könnten sich Probleme mit der Standardisierung, der Kompatibilität mit anderen Quellen und – bei 439 Trägern – der Verfügbarkeit der Daten ergeben.

Ebenfalls im Zuge der „Hartz-Gesetze“ ging die Bedeutung der **Wohngeldstatistik** deutlich zurück. Ursache hierfür ist, dass Empfänger staatlicher Unterstützung, bei deren Berechnung die Wohnungskosten bereits berücksichtigt werden – wie etwa beim Arbeitslosengeld II –, keinen Anspruch mehr auf Wohngeld erheben können. Entsprechend kommen als Wohngeldempfänger seit dem Inkrafttreten des vierten „Hartz-Gesetzes“ (1.1.2005) vornehmlich Geringverdiener und Rentner infrage, die zur Deckung des täglichen Bedarfes der Unterstützung durch den Staat bedürfen. Die Gesamtzahl der Haushalte, die Wohngeld beziehen, ging folglich zwischen 2004 und 2005 um fast 78 Prozent auf 780.660 zurück. Aktuell (2006) erfasst die Wohngeldstatistik sogar nur noch 665.892 Fälle. Damit erscheint auch hier eine räumliche Auflösung über die Kreisebene hinaus schwierig.

Im Gegensatz zur SGB II-Statistik sind in der Wohngeldstatistik einige Charakteristika der jeweiligen Wohnung, wie etwa Baualter, Wohnfläche und Nettomiete, erfasst. Dennoch fehlt es hier zur stichhaltigen Analyse an zahlreichen Merkmalen, wie z. B. einer Kennziffer zur Beschreibung der Lage. Beiden Statistiken ist gemein, dass bei der Analyse der Daten keine repräsentative Stichprobe erwartet werden kann. So können zwar durchaus auch Selbstnutzer Wohngeld beantragen. Es scheint

aber dennoch unwahrscheinlich, dass der gesamte Immobilienmarkt – und insbesondere das mittlere und obere Segment – in einer der beiden Quellen abgedeckt ist. Bei Verwendung dieser Daten tritt also zusätzlich die Frage auf, inwiefern das Niedrigpreissegment als Indikator für den Gesamtmarkt dienen kann. Ungeachtet dessen bietet die Sozialgesetzgebungsstatistik interessante Anhaltspunkte z. B. für die räumlich-wirtschaftliche Entwicklung und ist daher für Modellrechnungen als Zuspäler von Variablen sowie als möglicher Benchmark von Interesse. Als Datenbasis für einen umfassenden regionalen Wohnpreisindex kommen beide Quellen jedoch nicht infrage.

3.1.3 Mietspiegel

Aus den Vorgaben des bürgerlichen Gesetzbuches (§ 558 ff.) folgt die Notwendigkeit, über Informationen einer „ortsüblichen Vergleichsmiete“ zu verfügen. Diese Informationen bereitzustellen, ist Ziel der von Städten und größeren Gemeinden aufgestellten Mietspiegel. Nach § 558d ist von einem *qualifizierten* Mietspiegel die Rede, wenn der Spiegel im Zwei-Jahres-Turnus nach wissenschaftlichen Grundsätzen⁹ erhoben und von Interessensvertretern der Vermieter und der Mieter anerkannt wird. Gemeinden sind gemäß § 558c zum Aufstellen eines Mietspiegels – ob qualifiziert oder nicht – jedoch nur dann verpflichtet, wenn „ein Bedürfnis besteht und dies mit einem vertretbaren Aufwand möglich ist“. Daraus ergibt sich unmittelbar, dass eine flächendeckende Erhebung nicht stattfindet. Darüber hinaus sind auch die vorhandenen Mietspiegel bisher nicht in einer zentralen Datenbank zusammengefasst. Zwar gibt es vonseiten der Mieterbünde Anstrengungen, dies zu ändern, jedoch sind diese noch nicht zu einem Abschluss gekommen. Bis dato liegen lediglich vereinzelt – z. B. durch den FOCUS mit ca. 300 Städten und Gemeinden – Datenbanken mit den Mietspiegeln mehrerer Städte bereit.

Im Mietspiegel sind Vergleichsmieten nach verschiedenen Kriterien, wie etwa Lage, Baujahr, Ausstattungsmerkmalen und Fläche der Wohnung aufgeschlüsselt. Hierin liegt ein weiteres Problem flächendeckender Nutzung der Daten. So liegen den verschiedenen Merkmalen zum Teil unterschiedliche Definitionen zugrunde. Hier sei exemplarisch auf die Mietspiegel von Bonn und Dortmund verwiesen. Während in Bonn (Mietspiegel von 2007) beispielsweise Belichtungsmängel in die Berechnung der Ausstattungsmerkmale eingehen, finden diese im Dortmunder Mietspiegel (2006) keine Erwähnung. Stattdessen werden hier z. B. Balkone als Ausstattungsmerkmal gewertet, welche in Bonn anteilig der Grundfläche zugerechnet werden. Darüber hinaus ist der Mietspiegel in Dortmund schwerpunkt-

9 Es herrscht jedoch keine Einigkeit darüber, was hierunter zu verstehen ist.

mäßig auf Wohnungen zwischen 55 m² und 83 m² ausgerichtet, während in Bonn Wohnungen von 20 m² bis 150 m² Eingang finden. In beiden Spiegeln sind nur Mehrfamilienhäuser erfasst.

Die Diskussion verdeutlicht, dass sich Mietspiegel nur bedingt als Datenbasis für regionale Preisindizes anbieten. Zum ersten werden sie nicht flächendeckend erhoben. Zum zweiten existiert bislang keine Datenbank, welche die Daten der verschiedenen Spiegel bündelt. Zum dritten scheint eine solche Bündelung auf absehbare Zeit auch nur mit Bezug auf einen Teil der Merkmale oder nach vorheriger Aggregation – etwa durch Einteilung der Wohnungen in bestimmte Ausstattungsklassen – überhaupt möglich. Schließlich decken die Mietspiegel auch im Bereich der Mietpreise nicht sämtliche Objektkategorien ab.

3.1.4 Gutachterausschüsse

Mit den Bestimmungen des Baugesetzbuches (BauGB § 192 ff.) bestehen gesetzliche Grundlagen zur Erfassung aller Immobilienkaufverträge durch Gutachterausschüsse und damit zur umfassenden Gewinnung von Kaufpreisinformationen. Ein Kaufvertrag enthält im Allgemeinen eine Beschreibung des Objektes mit Lageangabe, Grundstücksgrößen, Gebäude- bzw. Objekttypen, ggf. Wohnungsgrößen sowie ergänzende Informationen. Allerdings ist der Inhalt von Verträgen nicht normiert, so dass aufgrund lückenhafter Objektbeschreibungen der Informationsgehalt sehr uneinheitlich sein kann. Dieses Problem tritt vor allem dann auf, wenn nicht einzelne Objekte, sondern ganze Portfolios gehandelt wurden. Auswertungsschwierigkeiten können sich auch durch lange und unübersichtliche Verträge sowie Nebenabsprachen ergeben. Zudem müssen Verkaufspreise nicht immer die aktuellen Marktpreise abbilden. So sind etwa bei Verkäufen innerhalb von Familien oder bei Kopplungsgeschäften Sonderkonditionen durchaus nicht ungewöhnlich. Dies erklärt manch überraschenden Ausreißer oder Preisspannen.

Trotz dieser Einschränkungen liegt mit den auswertbaren Verträgen ein sehr großer Datenpool vor, der die Mehrheit der Verkaufsfälle umfasst. Insbesondere Verkäufe an Endnutzer werden in den Daten gut erfasst. Zusätzlich werden die Gutachterausschüsse in § 197 BauGB ermächtigt, zur Führung der Kaufpreissammlung mündliche und schriftliche Auskünfte bei Eigentümern einzuholen. Die Gutachterausschüsse können also die Informationen aus den Kaufverträgen ergänzen lassen, wenn sie dies für erforderlich halten. Damit besteht prinzipiell eine sehr gute Ausgangslage zu Gewinnung flächendeckender, konsistenter statistischer Preisinformationen für den Gesamtmarkt sowie für einzelne Marktsegmente. Einschränkung ist jedoch zu erwähnen, dass lediglich Objektkäufe erfasst werden und der Mietmarkt folglich unberücksichtigt bleibt. Auch im Bereich der Kaufpreise sind

die Daten der Gutachterausschüsse derzeit kaum nutzbar. Hauptursache hierfür ist die föderale Organisationsstruktur.

Organisation der Gutachterausschüsse

Die Einrichtung von Gutachterausschüssen obliegt den Ländern, die ein Spektrum unterschiedlicher Lösungen gefunden haben. Überwiegend wurden die Ausschüsse auf der räumlichen Ebene der Kreise und kreisfreien Städte eingerichtet. Teilweise gibt es auch für große kreisangehörige Städte eigene Gutachterausschüsse. In Baden-Württemberg sind die Ausschüsse generell auf der Gemeindeebene angesiedelt. Mit § 198 BauGB über die Einrichtung Oberer Gutachterausschüsse hat der Bund allerdings einen Weg für überregionale Standardisierung und Bereitstellung von Daten aufgezeigt. In einigen Ländern, so etwa in Nordrhein-Westfalen, Niedersachsen oder Brandenburg, wurden solche Oberen Gutachterausschüsse für die Bundesländer eingerichtet. Das Bundesrecht enthält jedoch keine Regelungen zur Vereinheitlichung des Vorgehens oder des Outputs. Es besteht in § 199 BauGB zwar eine Ermächtigung der Bundesregierung, mit Zustimmung des Bundesrates Vereinheitlichungen zur Anwendung gleicher Grundsätze herbeizuführen, aber dieses Recht wurde bisher nicht ausgeschöpft. Allerdings liegt den Ausschüssen im Bundestag derzeit ein Gesetzesentwurf im Rahmen der Erbschaftssteuerreform vor, demzufolge die Länder zur Einrichtung eines Oberen Gutachterausschusses verpflichtet werden sollen. Die Zukunft dieses Entwurfs ist jedoch in Anbetracht der politischen Debatte um die Erbschaftssteuerreform nicht abzusehen. Dennoch bestehen bereits heute verschiedene Ansätze der Standardisierung und Zentralisierung.

Eine Möglichkeit, die Datenerhebung zu standardisieren, sind landesrechtliche Verordnungen (z. B. Nordrhein-Westfalen). Hierdurch können etwa Mindestanforderungen an die Kaufpreissammlungen etabliert werden. Einen anderen Weg schlägt etwa der Obere Gutachterausschuss Niedersachsen ein. Hier werden für die Zusammenführung der Daten standardisierte Kennzahlen aus den vorhandenen Informationen bestimmt. Weitere Möglichkeiten der Standardisierung ergeben sich aus der Verwendung einheitlicher Software (z. B. Bayern) sowie der Initiative einzelner Institutionen. Hier ist insbesondere Destatis zu nennen, das im Rahmen des bereits angesprochenen Projektes versucht, die Daten der Gutachterausschüsse zusammenzuführen. In bisherigen Modellrechnungen wurden dabei jedoch lediglich die sieben Bundesländer berücksichtigt, die einen Oberen Gutachterausschuss eingerichtet haben. Im Gespräch äußerte sich das Amt jedoch zuversichtlich, in Zukunft über eine Flächenstichprobe jedenfalls auf Bundes- und später auch auf Länderebene stichhaltige Berechnungen auf der Basis von Gutachterausschussdaten durchführen zu können.

Seit einiger Zeit haben auch die Gutachterausschüsse selbst und insbesondere die Oberen Gutachterausschüsse die Notwendigkeit der Standardisierung und Zen-

tralisierung erkannt. Aktuell befasst sich ein Arbeitskreis mit der Möglichkeit, einen Grundstücksmarktbericht Deutschland aufzulegen. Hierzu sollen die Daten der Ausschüsse zentral gesammelt werden, ohne dass jedoch die Erhebungsart standardisiert wird. Vielmehr sollen auch hier aus den Daten der einzelnen Ausschüsse mittels nachträglicher Standardisierung aussagekräftige und vergleichbare Kennzahlen errechnet werden. Inwiefern sich hieraus im Rahmen eines Regionalindex Wohnkosten interessante Anknüpfungspunkte ergeben können, ist derzeit jedoch noch völlig offen.

Die hier nur cursorisch¹⁰ diskutierten Bemühungen der Standardisierung und Nutzbarmachung von Gutachterausschussdaten verdeutlichen zum einen, wie umfangreich und wertvoll diese Quelle ist. Auch im Rahmen eines Regionalindex Wohnkosten wären Gutachterausschussdaten zur Beobachtung des Marktsegments „Kaufen“ von großem Wert. Zum anderen wird aber auch deutlich, dass in naher Zukunft nicht mit einem flächendeckenden Datenbestand zu rechnen ist. Hierfür wäre z. B. in Baden-Württemberg noch viel Standardisierungsarbeit zu leisten. Ungeachtet dessen stellen die Daten der Gutachterausschüsse jedoch eine interessante Option da. Insbesondere können sie als Benchmark dort herangezogen werden, wo Standardisierung und Zentralisierung schon weit fortgeschritten sind. Hierdurch könnten sowohl Immobilienpreisindizes als auch – möglicherweise schon im Vorfeld – Angebotsdaten auf ihre Validität hin überprüft werden.

3.2 Datenbestände aus der Wirtschaft

3.2.1 Maklerbefragungen: Immobilienverband Deutschland und LBS

Die wohl größte Verbreitung im Bereich der regional gegliederten Wohnkostenbeobachtung hat der **Wohn-Preisspiegel des Immobilienverbandes Deutschland (IVD)**.¹¹ Der Preisspiegel ist einerseits Teil der Öffentlichkeitsarbeit und soll zugleich Marktinformationen für die Mitgliedsunternehmen bereitstellen, um Marktveränderungen transparent zu machen. Ein wissenschaftlicher Anspruch ist damit nicht verbunden. Die hohe Verbreitung erklärt sich im Wesentlichen aus der über Jahre gewachsenen Bekanntheit, dem systematischen und differenzierten Aufbau und wahrscheinlich auch aus dem Mangel an Alternativen. Für den Wohnungsmarkt hält der IVD-Wohn-Preisspiegel ein recht breites Informationsangebot bereit. Für ca. 360 Städte werden etwa Daten zu den Grundstücken sowie den Objektpreisen bzw. Nettokaltmieten in verschiedenen Wohnwertklassen und Objekttypen ange-

10 Nicht explizit diskutiert wurden etwa die Umsatzabfrage des BBR, die Immobilienmarktumfrage durch den deutschen Städtetag oder die Immobilienmarktanalyse der GEWOS GmbH.

11 Der IVD ist 2004 als Vereinigung aus dem Ring Deutscher Makler und dem Verband Deutscher Makler hervorgegangen.

geben. Die Wohnwerte stehen jeweils für eine Mischung aus Lagemerkmalen und Qualitätsmerkmalen des Wohnobjektes. Anstelle der oftmals genannten Preisspannen gibt der IVD sogenannte Schwerpunktpreise an, die man statistisch als gewichteten Mittelwert ansehen kann.

Eine mit dem IVD-Wohn-Preisspiegel vergleichbare Basis bietet der **LBS-Preisspiegel**. Auch hier wird einmal jährlich aktualisiert. Die regionale Differenzierung ist im Vergleich zum IVD-Preisspiegel etwas größer. Zudem wird zwischen Neubau- und Bestandspreisen unterschieden. Dabei werden Preise für Baugrundstücke, freistehende Eigenheime, Reiheneigenheime und Eigentumswohnungen angegeben. Eine Unterscheidung nach Lagen und Wohnwerten findet nicht statt. Stattdessen werden in Ergänzung zum „häufigsten Wert“ Preisspannen für die einzelnen Objektklassen angegeben. Mieten werden nicht beobachtet.

LBS- und IVD-Daten sind, unabhängig von den Unterschieden in der Differenzierung, hinsichtlich Qualität und Methodik vergleichbar.¹² Die Daten basieren nicht auf belastbaren statistischen Auswertungen tatsächlicher Abschlüsse bzw. Verträge. Stattdessen werden in den Städten oder Regionen sogenannte Preisberichterstatter (IVD) angeschrieben und erhalten einen Fragebogen, den sie ausgefüllt zurücksenden. Eine gesonderte Anleitung zum Ausfüllen (IVD) soll typische Fehler vermeiden helfen. So werden die Preisberichterstatter aufgefordert, die Relationen der einzelnen Objekttypen systematisch zu vergleichen und auch die Abweichungen zu Vorjahreswerten auf Plausibilität zu überprüfen. Trotz dieser Versuche der Qualitätssicherung ist letztlich keine homogene Qualität zu erwarten. Zunächst bleibt es dem einzelnen Preisberichterstatter überlassen, wie viel Sorgfalt er auf die Beantwortung der Fragen verwendet. Die Spanne reicht vom eiligen, beiläufigen Ausfüllen bis zu systematisch betriebenen Auswertungen und kleinen „Expertenworkshops“ mit Maklerkollegen und anderen lokalen Experten, bei dem der Bogen im Konsens der Kollegen mit ihrem jeweils spezifischen Erfahrungshintergrund ausgefüllt wird. Bei der zentralen Auswertung der Daten können zwar standardisierte Plausibilitätsprüfungen durchgeführt werden. Doch bleiben die Bandbreiten möglicher Fehler so groß, dass insbesondere Preisentwicklungen nicht präzise genug beschrieben werden können.

Die Daten aus Maklerbefragungen können aus den genannten Gründen nicht für die Bildung eines Regionalindex Wohnkosten herhalten. Zum einen ist eine objektive Beurteilung der Qualität kaum möglich, ohne aus anderen Quellen über Daten mit unzweifelhaft hoher Qualität zu verfügen. Zum anderen bieten auch die Maklerbefragungen keine flächendeckende Datenbasis.

¹² Auch die Daten der Bulwien AG basieren im Wesentlichen auf IVD-Daten und sind von daher mit den gleichen Schwächen behaftet. Daraus entwickelte Indizes (wie zum Beispiel der Bundesbank) versuchen zumindest grobe Struktureffekte (nach Region unterschiedliche Zusammensetzung der Transaktionen) auszugleichen.

3.2.2 Daten von Banken und banknahen Institutionen

Fast jede Immobilientransaktion ist mit einer Finanzierung durch eine Bank verbunden.¹³ Die Bank erfasst bei jeder Kreditzusage standardmäßig eine Reihe von Daten, um ihr Kreditportfolio nach verschiedenen Kriterien analysieren und bewerten zu können. Im Zentrum stehen dabei – im Zuge der Subprime-Krise mehr denn je – vermehrt Kreditrisikoanalysen, die Objektcharakteristika (Kaufpreis, Lage, Größe/ Wohnfläche, Bauform, Zustand, Mieteinnahmen) und auch Haushaltscharakteristika (Einkommen, Alter, Berufsgruppe etc.) miteinander kombinieren. Gleichzeitig besteht ein Interesse daran, zeitnahe Verkehrswerte für die beliebigen Objekte zu erhalten, um die im Schadensfall zu erzielenden Verkaufserlöse realistisch einschätzen zu können. Insofern verfügen die Banken in aller Regel über sehr differenzierte Preisdaten in hohen Fallzahlen. Die Qualität der Daten ist generell als sehr hoch einzuschätzen, weil sie auf tatsächlichen Transaktionen beruhen.

In der Bankenlandschaft gibt es an verschiedenen Stellen Bemühungen zum Aufbau einer systematischen Datenbasis zur Generierung zeitnaher Verkehrswerte und Mietpreise unterschiedlicher Objektklassen. Ein Beispiel für diese Bemühungen ist die Transaktionsdatenbank des **Verbandes deutscher Pfandbriefbanken e. V. (vdp)** (vgl. auch Verband Deutscher Pfandbriefbanken 2008). Hierin werden derzeit Daten zu Preis,¹⁴ Standort, Größe, Baualter, Ausstattung und Zustand von 11 Mitgliedsinstituten gepoolt. Vier weitere Mitglieder haben bereits Interesse an einer Beteiligung angemeldet. Darüber hinaus wird auch mit Nichtmitgliedern über eine Teilnahme gesprochen. Seit 2004 sind so bereits 300.000 Datensätze in die Datenbank eingeflossen, die jährlich durch die HVB Expertise GmbH mittels hedonischer Modelle analysiert werden. Dabei sind sowohl Miet- als auch Kaufobjekte enthalten.

Neben der Analyse der Transaktionsdatenbank des vdp, unternimmt die **HVB Expertise GmbH** auch eigene Anstrengungen zur Errechnung von Immobilienpreisindizes. Schon die Internetpräsentation der HVB Expertise erlaubt die Abfrage von Preisdaten zu derzeit über 1.000 Städten und Gemeinden. Dabei lassen sich über das Archiv z. T. Übersichten der letzten zehn Jahre abrufen. Die Aktualisierung erfolgt jedoch nicht in einem regelmäßigen Turnus. Unterschieden werden jeweils vier Lagequalitäten sowie verschiedene Objektklassen. Derzeit ist aber nicht klar, ob die HVB Expertise ihr frei zugängliches Datenangebot in dieser Form aufrechterhält. Bereits heute stehen kartografische Darstellungen nicht mehr frei zur Verfügung.

Bei der systematischen Ableitung ihrer Preisdaten kann die HVB Expertise auf den Datenbestand der Muttergesellschaft zurückgreifen. Dieser umfasst mehrere

13 Oft wird ein Objekt durch mehrere Kredite bei zum Teil unterschiedlichen Instituten finanziert.

14 Ist kein Transaktionspreis verfügbar, wird auf Marktwerte zurückgegriffen.

hunderttausend Objekte und wächst jährlich um rund 60.000 neue Fälle. Parallel dazu nutzt die HVB Expertise ein bundesweites Netz von Wertgutachtern, die mit Blick auf die aktuellen Kreditanträge und auch im Auftrag Dritter Objektbewertungen durchführen. Die hierbei oftmals angewandten Vergleichswertverfahren erzeugen einen weiteren Datenstrom, der zusätzlich in die Preisbeobachtung eingebunden werden kann. Trotz dieser Maßnahmen ist das Bundesgebiet zum jetzigen Zeitpunkt bei Weitem noch nicht vollständig in das Projekt eingegangen. Hierdurch wird deutlich, wie problematisch die flächendeckende Marktbeobachtung sogar mithilfe hunderttausender Fälle ist.

Die HVB Expertise GmbH hat sich in ihren Arbeiten für eine hedonische Modellbildung entschieden. Einen ähnlichen Weg beschreitet **Finpolconsult** auf der Basis von Daten der **Hypoport AG** in einer 2008 veröffentlichten Studie im Auftrag des BBR (Dübel/Iden 2008). Im Datensatz dieser Studie sind insgesamt 197.023 Kreditfälle aus den Jahren 2003–2007 geführt, wobei jedoch lediglich Kauf und Neubau in die Stichprobe Eingang finden. Für jedes Objekt sind dabei zahlreiche Merkmale erfasst (Baualter, Nutzungsart, Wohnungstypus, ...), die zudem durch Regionalkennzahlen des BBR (z. B. siedlungsstrukturelle Kreis- und Gemeindetypen) ergänzt wurden. Die Studie kommt zu dem Ergebnis, dass sich die Daten grundsätzlich für die Bildung hedonischer Modelle eignen und hierfür auch den nötigen Umfang haben. Die Bildung von Regionalindizes wird dagegen zum jetzigen Zeitpunkt nur aus eben diesen Modellen heraus für möglich gehalten. Für regionalisierte Regressionsansätze wäre, so die Studie, entweder die Zusammenführung verschiedener Datensätze oder die Nutzbarmachung der Gutachterausschussdaten (vgl. Abschnitt 3.1.4) vonnöten.

Die Diskussion zeigt, dass die Daten von Banken und banknahen Institutionen sich aufgrund ihrer hohen Verlässlichkeit und Differenzierung für die Bildung hedonischer Modelle eignen und somit eine mögliche Basis für einen Regionalindex Wohnkosten bilden. Fraglich ist jedoch zum einen, ob es gelingt, über das Pooling der Daten – hier liefert der vdp derzeit den vielversprechendsten Ansatz – eine ausreichende Basis für eine hohe regionale und zeitliche Auflösung zusammenzuführen. Derzeit verbleiben unter der Gleichverteilungsannahme aus der vdp-Transaktionsdatenbank lediglich etwa 700 Fälle je Kreis in einem Zeitraum von vier Jahren. Zum anderen liegen den Banken Mietpreise nur bedingt vor. Nach Aussage des vdp ergibt sich oftmals das Problem, dass Mieten nicht objektscharf, sondern lediglich für einen Objektkomplex erfasst sind. Schließlich stehen zum jetzigen Zeitpunkt auch noch keine Daten von Banken für die Öffentlichkeit zur Verfügung. Inwiefern sich dies in Zukunft ändert, ist derzeit noch offen.

3.2.3 Beobachtung und Analyse von Angebotsdaten

Als frei zugängliche Daten zu Wohnungspreisen werden Wohnungsinserate regelmäßig auch zu Zwecken der Wohnungsmarktanalyse und Wohnungsmarktbeobachtung ausgewertet.¹⁵ Mittlerweile finden sich die meisten Inserate – zum Teil auch von Zeitungen – im Internet wieder. Darüber hinaus haben sich in den letzten Jahren einige Immobilienbörsen etabliert (z. B. Immobilien Scout GmbH). Ähnlich wie in den Zeitungen selbst wird hier fast das gesamte Spektrum des Wohnungsmarktes gespiegelt. Die elektronische Erfassung erleichtert dabei die Sammlung und Auswertung der Daten. So verfolgt die **IDN Immodaten GmbH** den Ansatz, verschiedene Quellen automatisiert zu einer einzigen Datenbank zusammenzufügen. Derzeit werden hier regelmäßig bereits über hundert Quellen auf Inserate durchsucht und die entsprechenden Objekte zentral erfasst. Hieraus ergibt sich eine Datensubstanz von monatlich 2,6 Millionen Anzeigen. Umfangreiche Kategorisierung, wie etwa nach Angebotsart (kaufen, mieten), Nutzungsart (Wohnraum, Gewerbe, unbebautes Land etc.) oder Objektart (Doppelhaushälfte, Einfamilienhaus etc.), ermöglichen eine detaillierte Beobachtung des Wohnungsmarktes in seiner gesamten Breite. Dabei können doppelte Anzeigen gefiltert werden. Inzwischen verwendet auch das BBR die Daten der IDN in seinem Datenportfolio zur Beobachtung von Mieten und Immobilienpreisen. Daneben verwenden auch zahlreiche Unternehmen, wie etwa die F+B GmbH und auch empirica diese Daten.¹⁶

Per Definitionem bringen Angebotsdaten jedoch ein grundlegendes Problem mit sich: Sie liefern keine Informationen über tatsächliche Abschlüsse. Insofern ist bei der Analyse absoluter Werte Vorsicht geboten. Ungeachtet dessen ist jedoch anzunehmen, dass die Untersuchung der Marktdynamik weniger problembehaftet ist, da systematische Verzerrungen – sofern vorhanden – bei der Betrachtung von Wachstumsraten nicht ins Gewicht fallen. Dagegen dürfte das Problem teilweiser fehlender Informationen schwerer wiegen. Oftmals ist z. B. die genaue Adresse in den Inseraten nicht enthalten oder es kommt zu Problemen bei der Auslese der jeweiligen Quellen, so dass einzelne Informationen im Datensatz der IDN fehlen. Somit ist zu erwarten, dass der Datensatz bei Reduktion auf auswertbare Teile erheblich an Umfang verliert. Insofern erscheint die Angabe von 2,6 Millionen recht hoch gegriffen.

15 So führt z. B. das BBR regelmäßig Analysen auf Basis von Angebotsdaten durch, etwa: BMVBS/BBR (Eds.): Housing and Real Estate Markets in Germany 2006 – Brief Summary. BBR-Online-Publikation 08/2008. urn:nbn:de:0093-ON0808RG13.

16 empirica erstellt aus den IDN-Daten bereits diverse Marktberichte, bei denen nach entsprechender Bereinigung und Aufbereitung der Daten auch hedonische Verfahren zum Einsatz kommen.

Vor diesem Hintergrund kann die Direktkooperation mit einem der großen Internetportale als Alternative in Betracht gezogen werden. Hieraus lassen sich im Wesentlichen zwei Vorteile ableiten. Zum einen verfügen die großen Portale über mehr Informationen als in den Inseraten enthalten sind. So bietet sich hier beispielsweise auch die Möglichkeit, die Nachfrageseite genauer zu beleuchten. Es liegen schon heute vonseiten der Immobilien Scout GmbH Marktberichte vor, die Angebot und Nachfrage bzgl. verschiedener Objektmerkmale (Preis, Lage, Größe etc.) in Verbindung bringen. Darüber hinaus werden Objektaufrufe protokolliert sowie oft die exakte Adresse und weitere Objektmerkmale erfasst, die im Rahmen der IDN-Daten allenfalls durch die Objektbeschreibung berücksichtigt werden (z. B. Balkon). Hieraus ergibt sich für die vorliegende Fragestellung eine insgesamt verlässlichere Datenbasis.

Zum anderen bemüht sich die Immobilien Scout GmbH auch zunehmend um Abschlussdaten, indem die Kunden des Immobilienportals aufgefordert werden, beim Austragen der Objekte den tatsächlich erzielten Preis einzugeben. Ziel hierbei ist, für bestimmte Objekttypen und Regionen systematische Unterschiede in den Abweichungen zwischen Angebot und Abschluss zu erkennen. Hieraus könnte sich auch die Möglichkeit einer Immobilienbewertung ergeben.

3.3 Zwischenfazit: Angebotsdaten als Datenbasis eines regionalen Wohnpreisindex

Trotz der geschilderten Schwierigkeiten scheinen zum jetzigen Zeitpunkt Angebotsdaten der einzige Ansatzpunkt für einen bundesweiten, regional gegliederten Index Wohnkosten zu sein, sofern dieser den Anforderungen öffentlicher Akteure genügen soll. Hauptargument sind dabei die außerordentlich hohen Fallzahlen, welche die Bildung hedonischer Modelle und eine vergleichsweise hohe räumliche und zeitliche Auflösung ermöglichen sollten. Fraglich bleibt jedoch, inwiefern eine Verzerrung daraus entsteht, dass Informationen über tatsächliche Abschlüsse derzeit weitestgehend fehlen. Ergänzend sollten also Daten zur Validierung der Angebotsdaten hinzugezogen werden. Hier bieten sich für das Segment „Kaufen“ entweder Gutachterausschussdaten, Bankdaten oder Transaktionsdaten von Internetportalen an. Schwieriger wird eine solche Validierung im Segment „Mieten“. Hier können neben Internetportalen möglicherweise öffentliche Erhebungen als Benchmark herhalten. Das SOEP bietet zudem die Möglichkeit, innerhalb einer Quelle, Bestandsmieten mit Neu-/Wiedervermietungs-mieten zu vergleichen.

4 Wie valide sind Angebotsdaten für den Wohneigentums- markt? – eine einführende Analyse

Wie die bisherige Diskussion verdeutlicht, ist im Vorfeld einer Indizierung von Angebotspreisen zu untersuchen, in welchem Umfang Abweichungen zwischen Angebots- und Transaktionspreisen (im Weiteren auch „Preiskorrektur“) auftreten und ob sich hier systematische Verzerrungen zeigen, welche die Notwendigkeit einer Bereinigung von Angebotsdaten nachsichziehen. Im Folgenden wird daher auf Basis der Daten einer Maklerorganisation¹⁷ versucht, diese Abweichungen zunächst deskriptiv zu erfassen und im Anschluss mit Blick auf mögliche Systematiken zu analysieren.

4.1 Überblick über die Datenbasis der Analyse

Der vorliegende Datensatz stammt aus einer Maklerbefragung in Nordrhein-Westfalen. In der Stichprobe sind dabei – nach Bereinigung um Ausreißer – 5.944 Kauffälle¹⁸ in der Zeit von Juli 2007 bis Juni 2008 von Eigentumswohnungen (ETW) und Einfamilienhäusern (EFH) erfasst. Letzteres Segment beinhaltet dabei sowohl Einfamilien- als auch Reihen- und Mehrfamilienhäuser. Im Datensatz enthalten sind die Angaben Postleitzahl, Erstangebots- und Transaktionspreis, Baujahr, Grundstücks- und Wohnfläche sowie Zimmerzahl. Für beide Preise liegen auch die entsprechenden Daten vor, so dass sich die Verweildauer des Objektes am Markt errechnen lässt. Es zeigen sich im Mittel folgende Werte für die Abweichung von Transaktions- zu Angebotspreis:

Tabelle 1: Statistische Kenngrößen der Abweichung von Transaktions- zu Angebotspreisen

	Eigentumswohnungen	Einfamilienhäuser
Mittelwert	-7,52 %	-8,11 %
Median	-4,35 %	-5,93 %
Varianz	1,54 %	1,04 %
Minimum	-81,63 %	-86,20 %
Maximum	101,90 %	134,13 %
N	2.014	3.127
N mit Abw. > 0	144	131
N mit Abw. = 0	541	597

Die Transaktionspreise liegen also im Durchschnitt – wie erwartet – etwa 8 Prozent unter den Angebotspreisen. Dabei zeigt sich eine im Betrag signifikant¹⁹ kleinere Abweichung im Segment der Eigentumswohnungen. Eine mögliche Erklärung hier-

¹⁷ Wir danken der LBS NRW für die Bereitstellung des Datensatzes.

¹⁸ Mietobjekte sind im Datensatz nicht erfasst.

¹⁹ Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt 1 %.

für liegt in der grundsätzlich besseren Vergleichbarkeit von Wohnungen gegenüber Einfamilienhäusern. Somit können Anbieter im Vorfeld durch gezielte Marktbeobachtung zu einer besseren Einschätzung ihres Objektes gelangen. Insgesamt werden etwa 22 Prozent der Angebote ohne Preiskorrektur akzeptiert. Bemerkenswert ist zudem, dass es den Anbietern in etwa 5 Prozent der Fälle sogar gelingt, einen Abschluss oberhalb ihres Angebotes zu erzielen.

Mit Blick auf die übergeordnete Fragestellung nach einem regionalen Preisindex Wohnkosten ist nun von Interesse, ob sich die Abweichungen regional unterscheiden. Aufgegliedert nach den Kreisen zeichnen sich hier erhebliche Unterschiede ab (vgl. Abbildungen A1 und A2 im Anhang). Zum Teil sind diese Differenzen durch geringe Fallzahlen (z. B. Heinsberg, durchschnittliche Abweichung bei Häusern: –10 %) zu erklären.²⁰ Andererseits zeigen sich aber auch darüber hinaus große Unterschiede. So weist etwa der Kreis Herford im Segment EFH im Durchschnitt mehr als doppelt so hohe Abweichungen auf wie der Kreis Steinfurt (–7,8 % zu –3,0 %).

Insgesamt geben die aufgeführten Karten erste Hinweise auf die Komplexität der Frage nach einer „regionalen Systematik“ in den Preiskorrekturen. Zwar weisen im Markt für EFH insbesondere ländliche Kreise mit größerer Distanz zu Ballungsgebieten tendenziell auch größere Preiskorrekturen auf, während sich in den Ballungsgebieten selbst im Schnitt geringere Abweichungen einstellen, aber auch hier zeigen ländliche Kreise wie der Hochsauerlandkreis im Vergleich betragsmäßig überraschend geringe Durchschnittswerte. Noch undurchsichtiger ist die Lage im Markt für Eigentumswohnungen. Hier weisen ländliche Kreise, wie Olpe oder Borken – wenn auch teilweise bedingt durch geringe Fallzahlen – kleine Preiskorrekturen auf, während z. B. in Düsseldorf die Angebote im Durchschnitt 11,7 Prozent über den Abschlusspreisen liegen. Schon diese kursorische Diskussion lässt erahnen, dass eine Systematik in den regionalen Unterschieden von Preiskorrekturen schwer greifbar ist. In den nachfolgenden Abschnitten (insbesondere Abschnitt 4.3) wird diese Frage daher näher analysiert.

4.2 Analyse möglicher Einflussfaktoren auf die Preiskorrektur

Fraglich ist nun, inwiefern in den Abweichungen eine Systematik nachzuweisen ist. Diese Frage hat zunächst zwei Dimensionen: Zum einen könnten marktstrukturelle Unterschiede für die Abweichungen verantwortlich sein. Es ist zu vermuten, dass z. B. die wirtschaftliche Entwicklung Einfluss auf die Bevölkerung und somit auf die Nachfrage am Immobilienmarkt hat. Unklar ist jedoch zunächst, wie diese Einflüsse

20 In den Abbildungen A1 und A2 (im Anhang) sind Kreise mit weniger als 10 Fällen daher mit „keine Angabe“ markiert, um ein Mindestmaß an Aussagekraft zu gewährleisten.

konkret aussehen und ob sie statistisch signifikant sind. Zum anderen lassen sich mögliche Ursachen für systematische Abweichungen von Angebots- und Transaktionspreisen in den Objektcharakteristika suchen. Hier sollte insbesondere das Baujahr von entscheidender Bedeutung sein. Schließlich ist zu erwarten, dass den Anbietern bei neueren Objekten bessere Informationen über den Wert des Objektes zur Verfügung stehen. Aus diesen Vorüberlegungen ergibt sich zunächst der Ansatz einer linearen Regression²¹ der Preiskorrektur auf verschiedene Objekteigenschaften sowie 53²² Dummyvariablen für die Kreiszugehörigkeit. Von diesen 53 Variablen weisen im Bereich der Eigentumswohnungen 23 einen zumindest schwach signifikanten Effekt²³ auf. Im Markt für EFH sind es dagegen nur 5. Diese Zahlen lassen zwei Schlüsse zu: Einerseits liegen zwar statistisch signifikante „Regionaleffekte“ vor, andererseits sind diese aber vor allem im Häusermarkt nicht von zentraler Bedeutung. Die Schätzwerte für die Koeffizienten der Variablengruppe der Objektcharakteristika²⁴ ergeben sich wie folgt (vgl. Tabelle 2 und 3).

Tabelle 2: Koeffizienten der Objektcharakteristika aus der linearen Regression, Eigentumswohnungen
Regression mit Kreisdummy's und Objektcharakteristika
($R^2 = 0,278$, angepasstes $R^2 = 0,226$, Gesamtmodell hoch signifikant)

ETW	Nicht standard. Koeffizienten		Standard. Koeffizienten	Signifikanz
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	
Konstante	-0,0945	0,0225		0,0000
Verweildauer in Wochen	-0,0006	0,0001	-0,2398	0,0000
unter 40 m ²	-0,0117	0,0188	-0,0188	0,5353
40 m ² –60 m ²	-0,0031	0,0089	-0,0120	0,7282
60 m ² –80 m ²	-0,0073	0,0068	-0,0375	0,2803
100 m ² –120 m ²	-0,0051	0,0095	-0,0171	0,5923
über 120 m ²	-0,0053	0,0114	-0,0145	0,6405
1900 < Baujahr < 1940	0,0130	0,0153	0,0278	0,3962
Baujahr 40er	-0,1153	0,0603	-0,0564	0,0562
Baujahr 50er	0,0061	0,0131	0,0162	0,6420
Baujahr 60er	-0,0283	0,0097	-0,1109	0,0037
Baujahr 70er	-0,0136	0,0089	-0,0603	0,1296
Baujahr 90er	0,0124	0,0098	0,0487	0,2068
Baujahr 2000er	0,0651	0,0100	0,2633	0,0000

21 In den hier diskutierten Modellen wird die Methode der kleinsten Quadrate verwandt.

22 Nordrhein-Westfalen setzt sich aus 54 Kreisen und kreisfreien Städten zusammen. Düsseldorf dient jedoch als Referenzklasse, so dass nur 53 Variablen in das Modell eingehen.

23 Signifikanzniveau: 10 %.

24 Nicht enthalten sind hier die Grundstücksgrößen, da diese in einem weiteren Regressionsansatz keine Signifikanzen aufweisen.

Tabelle 3: Koeffizienten der Objektcharakteristika aus der linearen Regression, Einfamilienhäuser
Regression mit Kreisdummies und Objektcharakteristika
($R^2 = 0,212$, angepasstes $R^2 = 0,176$, Gesamtmodell hoch signifikant)

EFH	Nicht standard. Koeffizienten		Standard. Koeffizienten	Signifikanz
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	
Konstante	-0,0649	0,0212		0,0022
Verweildauer in Wochen	-0,0011	0,0001	-0,3406	0,0000
unter 80 m ²	-0,0090	0,0105	-0,0231	0,3945
100 m ² –120 m ²	0,0038	0,0073	0,0173	0,6054
120 m ² –140 m ²	0,0038	0,0074	0,0175	0,6046
140 m ² –160 m ²	0,0125	0,0084	0,0443	0,1390
160 m ² –180 m ²	-0,0029	0,0103	-0,0079	0,7788
über 180 m ²	-0,0036	0,0091	-0,0116	0,6954
1900 < Baujahr < 1940	-0,0171	0,0080	-0,0720	0,0329
Baujahr 40er	-0,0033	0,0186	-0,0045	0,8586
Baujahr 50er	-0,0116	0,0085	-0,0444	0,1729
Baujahr 60er	-0,0104	0,0082	-0,0414	0,2078
Baujahr 70er	-0,0120	0,0086	-0,0437	0,1661
Baujahr 90er	0,0103	0,0091	0,0348	0,2597
Baujahr 2000er	0,0551	0,0094	0,1823	0,0000

Beide Modelle sind als Ganzes hoch signifikant. Im Segment ETW werden etwa 27,8 Prozent der Streuung der Preiskorrekturen erklärt, im Häusermarkt sind es 21,2 Prozent.

Erwartungsgemäß kommt der Verweildauer des Angebotes am Markt, in Relation gesehen, die größte Bedeutung zu. Zu beachten ist, dass diese Größe nicht als reines Objektcharakteristikum gesehen werden darf. Vielmehr spielen insbesondere für diese Größe die Marktgegebenheiten eine zentrale Rolle. Dennoch ist durchaus plausibel, dass eine längere Verweildauer zu einer geringeren (also betragsmäßig größeren) Preiskorrektur führt. Ein Anbieter, für dessen Objekt sich kein Käufer findet, wird im Preis nachgeben, was zu einem niedrigeren Transaktionspreis im Vergleich zum Erstangebot führt und damit die prozentuale Abweichung negativer, also kleiner werden lässt. Neben der Verweildauer zeigen sich auch im Bereich der Baujahresklassen die erwarteten Vorzeichen (eine Ausnahme bildet die Klasse 1900–1940 im Segment ETW). Bei neueren Bauten sind die Fehleinschätzungen der Anbieter im Betrag tendenziell geringer,²⁵ bei alten Objekten tendenziell höher

25 Das positive Vorzeichen des Koeffizienten impliziert, dass Objekte in dieser Klasse eine mathematisch größere, also weniger negative Abweichung des Transaktionspreises vom Angebotspreis aufweisen als in der Referenzklasse.

als in der Referenzklasse der 80er-Jahre-Bauten. Im Segment ETW werden zudem Objekte aus den 60er Jahren signifikant überschätzt. Keine Signifikanzen zeigen sich dagegen für die Wohnflächengrößen. Auch dies erscheint durchaus plausibel.

4.3 Erklärungsansätze für regionale Unterschiede

Die Regressionsanalyse hat gezeigt, dass sich für die Dummyvariablen, welche die Kreiszugehörigkeit eines Objektes beschreiben, zum Teil signifikante Koeffizienten ergeben. Schätzt man dieselbe Gleichung, ohne den Einfluss der Kreiszugehörigkeit zu berücksichtigen, so sinkt das angepasste Bestimmtheitsmaß der Regression von 22,6 Prozent auf 15 Prozent (ETW) bzw. von 17,6 Prozent auf 17,2 Prozent (EFH). Damit bestätigt sich der Eindruck, dass regionale Faktoren im Markt für Einfamilienhäuser einen weitaus geringeren, statistisch kaum greifbaren Einfluss auf Schätzfehler vonseiten der Anbieter haben als im Markt für Eigentumswohnungen. Hier ist ein solcher Einfluss jedoch durchaus signifikant. Im Folgenden werden daher zwei weitere Regressionen sowie zwei Fallstudien durchgeführt, um mögliche Ursachen dieser Signifikanzen zu identifizieren.

4.3.1 Kreistyp, Arbeitslosenquote und Bevölkerungszahlen als mögliche Ursachen

Das BBR teilt die Kreise im Bundesgebiet in neun Typen ein und fasst diese wiederum in vier Typen zusammen: Kernstädte, verdichtetes Umland (städtisches Umland), ländliches Umland und ländlicher Raum.²⁶ Diese Kreistypen werden nun als Dummyvariablen in das Modell eingebracht, wobei die Kernstadt jeweils als Referenzklasse gilt. Dahinter steht die Hypothese, dass Akteure in dichteren, städtischen Märkten über bessere Information verfügen und somit ihr eigenes Angebot besser einschätzen könnten. Neben den Kreistypen gehen außerdem die Arbeitslosenquote und der Wanderungssaldo in die Regressionen ein. Dabei wird zunächst auf die Werte von 2007 eingegangen (Regression 3) und in der Folge auf die durchschnittliche Änderungsrate dieser Größen von 2003 bis 2007 (Regression 4). Hintergrund ist hier, dass wachsende, wirtschaftlich starke Märkte aufgrund der steigenden Nachfrage im Schnitt geringere Preiskorrekturen aufweisen könnten. Was für die geschätzten Koeffizienten folgt, zeigen die Tabellen 4 und 5.²⁷

²⁶ In Nordrhein-Westfalen treten hiervon nur die drei Erstgenannten auf.

²⁷ Dummyvariablen für die Kreiszugehörigkeit werden nun nicht mehr berücksichtigt.

Tabelle 4: Koeffizienten aus der linearen Regressionen ohne „Kreisdummy“ Eigentumswohnungen
($R^2 = 0,187/0,170$, angepasstes $R^2 = 0,172/0,155$, Gesamtmodell hoch signifikant)

ETW	Regression 3		Regression 4	
	Koeffizient	Signifikanz	Koeffizient	Signifikanz
Konstante	-0,0287	0,1873	-0,0179	0,1237
Verweildauer	-0,0006	0,0000	-0,0006	0,0000
unter 40 m ²	-0,0215	0,2676	-0,0186	0,3423
40 m ² –60 m ²	-0,0081	0,3632	-0,0034	0,7068
60 m ² –80 m ²	-0,0094	0,1733	-0,0076	0,2735
100 m ² –120 m ²	-0,0027	0,7759	-0,0027	0,7812
über 120 m ²	-0,0026	0,8213	-0,0003	0,9819
1900 < Baujahr < 1940	0,0071	0,6395	0,0039	0,7974
Baujahr 40er	-0,1134	0,0624	-0,1100	0,0735
Baujahr 50er	-0,0059	0,6487	-0,0059	0,6510
Baujahr 60er	-0,0371	0,0001	-0,0360	0,0002
Baujahr 70er	-0,0197	0,0263	-0,0198	0,0272
Baujahr 90er	0,0077	0,4228	0,0098	0,3164
Baujahr 2000er	0,0608	0,0000	0,0653	0,0000
Städtisches Umland	-0,0031	0,7530	-0,0135	0,0594
Ländliches Umland	0,0281	0,2190	0,0152	0,4773
Arbeitslosenquote 2007 Änderungsrate 03–07	-0,0013	0,3917	-0,1596	0,2281
Wanderungssaldo 2007 Änderungsrate 03–07	0,00001	0,0000	0,1131	0,0044

Tabelle 5: Koeffizienten aus der linearen Regressionen ohne „Kreisdummy“ Einfamilienhäuser
($R^2 = 0,166$, angepasstes $R^2 = 0,165/0,166$, Gesamtmodell hoch signifikant)

EFH	Regression 3		Regression 4	
	Koeffizient	Signifikanz	Koeffizient	Signifikanz
Konstante	-0,0619	0,0013	-0,0205	0,1141
Verweildauer	-0,0011	0,0000	-0,0011	0,0000
unter 80 m ²	-0,0059	0,5728	-0,0061	0,5594
100 m ² –120 m ²	0,0034	0,6377	0,0031	0,6711
120 m ² –140 m ²	0,0033	0,6573	0,0029	0,6939
140 m ² –160 m ²	0,0114	0,1757	0,0115	0,1719
160 m ² –180 m ²	-0,0047	0,6439	-0,0047	0,6445
über 180 m ²	-0,0042	0,6414	-0,0042	0,6411
1900 < Baujahr < 1940	-0,0193	0,0156	-0,0188	0,0188
Baujahr 40er	-0,0030	0,8733	-0,0025	0,8938
Baujahr 50er	-0,0153	0,0696	-0,0147	0,0805
Baujahr 60er	-0,0146	0,0768	-0,0142	0,0846
Baujahr 70er	-0,0165	0,0565	-0,0167	0,0537

Fortsetzung Tabelle 5

Baujahr 90er	0,0075	0,4053	0,0084	0,3511
Baujahr 2000er	0,0528	0,0000	0,0528	0,0000
Städtisches Umland	-0,0047	0,5804	-0,0147	0,0300
Ländliches Umland	0,0036	0,8073	-0,0052	0,6806
Arbeitslosenquote 2007 Änderungsrate 03-07	0,0022	0,0815	0,0767	0,4807
Wanderungssaldo 2007 Änderungsrate 03-07	0,000001	0,5411	0,0586	0,1839

Im Vergleich zu den ursprünglichen Schätzungen sinkt das angepasste Bestimmtheitsmaß nun von 22,6 Prozent auf 17,2 Prozent bzw. 15,5 Prozent (ETW) sowie von 17,6 Prozent auf 16,5 Prozent bzw. 16,6 Prozent (EFH). Daraus folgt zunächst, dass die Schätzungen im Segment EFH nun eine geringere Qualität aufweisen als jene ohne jegliche Berücksichtigung von regionaltypischen Variablen (vgl. Abschnitt 4.3). Daher wird in der Folge bei der Diskussion der Ergebnisse vornehmlich auf den Wohnungsmarkt eingegangen.

Im Segment der Eigentumswohnungen ergibt sich im Vergleich zur ursprünglichen Schätzung zunächst eine zusätzliche Signifikanz für die Klasse der 70er-Jahre-Bauten. Diese weisen nun eine signifikant kleinere (also betragsmäßig größere) Preiskorrektur auf als ein Referenzobjekt aus den 1980er Jahren. Mit Blick auf die Kreistypen fällt auf, dass zwar – wie erwartet – im städtischen Umland die Abweichungen im Betrag signifikant größer sind als in der Kernstadt, die Preiskorrekturen im ländlichen Umland aber nicht signifikant von jenen in der Kernstadt abweichen. Dieses Ergebnis ist möglicherweise auf die insgesamt nur geringe Fallzahl von Eigentumswohnungen im ländlichen Umland zurückzuführen. Somit entsprechen die Koeffizienten der Kreistypen den Erwartungen. Im Gegensatz dazu überrascht, dass die Arbeitslosenquote weder als Wert aus 2007 noch als durchschnittliche Wachstumsrate von signifikanter Bedeutung ist. Dagegen ist der Wanderungssaldo in beiden Fällen signifikant und weist das erwartete positive Vorzeichen auf. Ein höherer Wanderungssaldo führt, ebenso wie eine höhere Wachstumsrate desselben, zu einer höheren (und damit im Betrag geringeren) Abweichung der Transaktionspreise vom Erstangebot. Dies ist auf die höhere Nachfrage und damit größere Verhandlungsmacht der Anbieter zurückzuführen.²⁸

Zusammenfassend führen die hier eingebrachten Variablen²⁹ nicht zu einem stark verbesserten Schätzansatz. Lediglich im Wohnungsmarkt ist die Schätzung überhaupt derjenigen ohne Berücksichtigung von Kreiskennzahlen vorzuziehen.

²⁸ Gleichwohl zeigen sich im Häusermarkt hier keine Signifikanzen.

²⁹ Es wurden auch Schätzansätze mit den Größen Bautätigkeit, Bruttoinlandsprodukt/Kopf sowie Bevölkerung unternommen, ohne dass sich bessere Ergebnisse eingestellt hätten.

Auch hier reichen die gewählten Parameter jedoch nicht aus, um die Struktur der jeweiligen Kreise treffend zu erfassen. Um dennoch eine Aussage über mögliche Ursachen von regionalen Schwankungen der Preiskorrekturen machen zu können, werden in der Folge mit dem Oberbergischen Kreis und der kreisfreien Stadt Dortmund zwei Fallbeispiele diskutiert.

4.3.2 Zwei Fallbeispiele: Strukturbrüche als Ursache für Preiskorrekturen

Wie aus den Abbildungen A1 und A2 (im Anhang) deutlich wird, sind der Oberbergische Kreis (OBK) sowie Dortmund zwei Beispiele, die jeweils ein „Ende“ der Skala der durchschnittlichen Preiskorrekturen repräsentieren. Die dazugehörigen Kennzahlen sind in der Tabelle 6 dokumentiert:

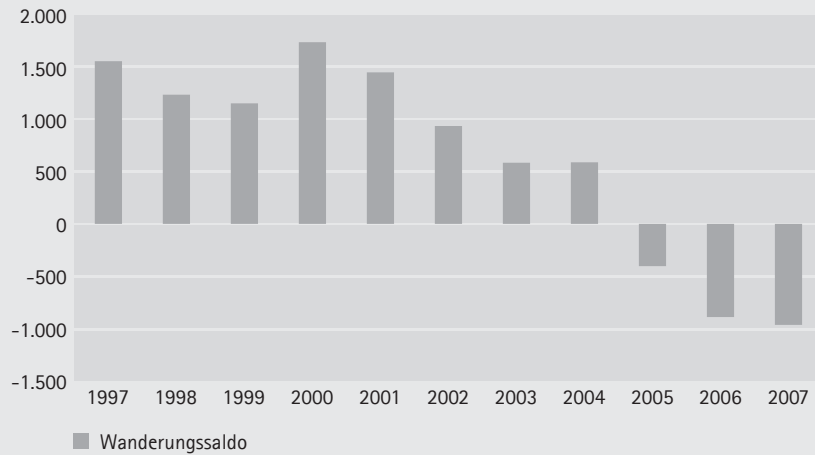
Tabelle 6: Statistische Kenngrößen der Abweichung von Transaktions- zu Angebotspreisen nach Kreisen

Kreis	Mittelwert ETW	Median ETW	Varianz ETW	N ETW	Mittelwert EFH	Median EFH	Varianz EFH	N EFH
Dortmund	-3,29 %	-1,59 %	0,43 %	42	-4,81 %	-3,33 %	0,62 %	57
Oberbergischer Kreis	-14,53 %	-12,83 %	1,80 %	42	-11,48 %	-9,13 %	1,03 %	89

Ausgehend von der schon zuvor diskutierten These, dass Abweichungen zwischen Transaktions- und Angebotspreis maßgeblich von der Nachfrage abhängen, soll ein genauerer Blick auf die Entwicklung des Wanderungssaldo in beiden Gebieten Aufschluss über mögliche Ursachen der unterschiedlichen Ausmaße der Preiskorrekturen geben.

Zwar basiert die Nachfrage am Wohnungsmarkt vor allem auf der Haushaltsentwicklung, aber die „Richtung der Wanderungen“ wirkt sich natürlich dennoch auf die Wohnungsnachfrage aus. Somit ist eine Analyse der Wanderungssalden durchaus angezeigt. Im OBK zeigt der Wanderungssaldo ein Maximum im Jahr 2000 (vgl. Abbildung 1). In der Folge gehen die Salden deutlich zurück und liegen ab dem Jahr 2005 sogar im negativen Bereich.

Abbildung 1: Zeitverlauf des Wanderungssaldo im Oberbergischen Kreis



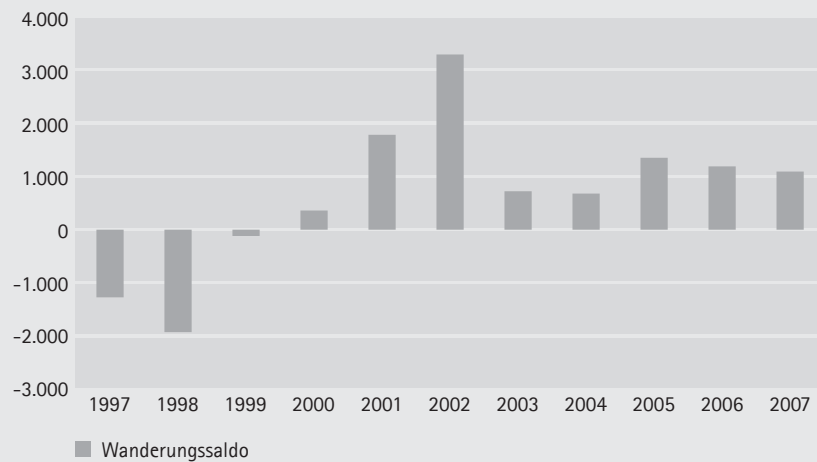
Quelle: Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik NRW.

Dieser Entwicklung entsprechend kann tendenziell von einer aktuell abgeschwächten Nachfrage auf dem Wohnungsmarkt ausgegangen werden, was dazu führen könnte, dass die zunächst angestrebten Angebotspreise derzeit im Endeffekt nicht erzielt werden können, also zu hoch liegen. Dabei können die vorliegenden Schwankungen durchaus im Rahmen eines Konjunkturzyklus liegen, so dass in Zukunft wieder mit zunehmender Nachfrage zu rechnen ist.

Im Vergleich wird nun die kreisfreie Stadt Dortmund hinzugezogen, die im Mittel nur geringe Preiskorrekturen aufweist (vgl. Abbildung 2). Hier zeigt sich mit Blick auf die Entwicklung der Wanderungssalden ein Maximum im Jahr 2002. 2003 sind die Wanderungszahlen zwar deutlich eingebrochen, haben sich dann aber leicht erholt und stabilisiert. In der jüngeren Vergangenheit lagen also in Dortmund im Gegensatz zum OBK keine größeren Nachfrageschwankungen infolge der Wanderungssalden vor. Gleichzeitig bietet der Dortmunder Immobilienmarkt den Akteuren eine breitere Informationsbasis, woraus sich ebenfalls geringere Abweichungen ergeben. Dies hatten auch die Regressionen durch den signifikant negativen Koeffizienten des Kreistypen „städtisches Umland“³⁰ gegenüber der Kernstadt gezeigt.

30 Der OBK fällt in diese Kategorie.

Abbildung 2: Zeitverlauf der Bevölkerung in Dortmund



Quelle: Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik NRW.

Insgesamt lässt sich aus den Fallstudien folgern, dass Wanderungssalden allein nicht ausreichen, um hohe Abweichungen von Transaktions- und Angebotspreis zu induzieren. Vielmehr scheint der Volatilität der jüngeren Entwicklung große Bedeutung zuzukommen. So findet sowohl im OBK als auch in Dortmund derzeit ein Rückgang des Wanderungssaldos statt. Dennoch finden sich in Dortmund geringere Preiskorrekturen. Der Schlüssel könnte in der Entwicklung der vergangenen fünf Jahre liegen. Während sich Immobilienmarktakteure in Dortmund seit einigen Jahren auf stabile Wanderungssalden einstellen können, sieht sich der Markt im OBK mit einer volatilen Entwicklung mit derzeit sogar negativen Wanderungssalden konfrontiert. Insofern scheint hier ein Strukturbruch vorzuliegen, auf den sich der Markt derzeit noch nicht eingestellt hat.

4.4 Zwischenfazit: Angebotsdaten sind mit Einschränkungen nutzbar

Um 7,52 Prozent (Median: 4,35 %) liegen die Transaktionspreise von Eigentumswohnungen unter dem Erstangebot. Im Markt für EFH sind es 8,11 Prozent (Median: 5,93 %). Diese Zahlen machen deutlich, dass tatsächlich eine z. T. erhebliche Abweichung der Transaktionspreise gegenüber den Angebotspreisen vorliegt. Dennoch hat die Analyse der Daten Nordrhein-Westfalens gezeigt, dass Angebotsdaten sich – bedingt – für die Bildung eines Regionalindex Wohnkosten eignen. Zum einen zeigen sich gerade im Häusermarkt kaum regionale Systematiken in

den Preiskorrekturen. Mithilfe der Objektcharakteristika lassen sich hier je nach Schätzansatz etwa 17 Prozent der Abweichungen erklären. Problematischer sind die Resultate im Segment der Eigentumswohnungen. Hier zeigen sich vermehrt regionale Unterschiede, die sich nicht allein auf strukturelle Kennzahlen zurückführen lassen. Vielmehr scheint eine Einzelfallanalyse mit besonderem Augenmerk auf Strukturbrüche angebracht. Der Frage nach der Bedeutung dieser Strukturbrüche sollte auch in nachfolgenden Untersuchungen von Preiskorrekturen weiter nachgegangen werden. Dennoch kann auch für Eigentumswohnungen ein Bestimmtheitsmaß von etwa 15 Prozent erreicht werden. Eine wichtige Kenngröße in beiden Marktsegmenten ist dabei die Verweildauer des Angebotes. Wie bereits zuvor diskutiert, ist anzunehmen, dass auch diese in engem Zusammenhang mit der jeweiligen Marktcharakteristik steht und insofern nicht isoliert interpretiert werden kann.

5 Ein regionaler Immobilienpreisindex auf Basis von Angebotsdaten

Die statistische Analyse führt nun zu der Möglichkeit, Angebotsdaten mithilfe von erfassten Objektcharakteristika einerseits und den geschätzten Koeffizienten der Regression andererseits (vgl. Abschnitt 4.2) zu bereinigen. Es wird also anhand der bisherigen Resultate versucht, die Objekte aus der Datenbank von IDN Immodaten in ihrem Preis zu bereinigen. Um Verzerrungen im Zeitverlauf zu minimieren wird dabei zunächst lediglich auf denselben Zeitraum wie zuvor zurückgegriffen. Nach Bereinigung um Ausreißer und doppelte Einträge umfasst der Datensatz rund eine Millionen Angebote von Einfamilienhäusern und etwa 875.000 Angebote von Eigentumswohnungen im Bundesgebiet. Weiterhin wird nur die Flächenklasse 100 m²–120 m² berücksichtigt, um dem Problem der Verzerrung der Ergebnisse durch unterschiedliche Marktstrukturen ohne aufwändige hedonische Verfahren zu begegnen. Damit verbleiben noch etwa 290.000 ETW-Angebote und 275.000 EFH-Angebote im Datensatz. In den Abbildungen A3 bis A6 (Karten im Anhang) sind die Angebotspreise pro Quadratmeter dieser Objekte im Mittelwert auf Kreisebene dargestellt. Dabei werden die Ergebnisse sowohl vor als auch nach der vorgenommenen Preiskorrektur für die Märkte EFH und ETW dokumentiert. Für Kreise, in denen weniger als 30 Angebote für den Referenzzeitraum vorliegen, wird dabei keine Angabe gemacht.

Aus den Karten wird zunächst deutlich, dass das grundlegende Muster durch die Preisbereinigung kaum beeinträchtigt wird. Die Ballungsräume (etwa Hamburg oder München) zeichnen sich – wie erwartet – durch extrem hohe Preisniveaus aus. Dagegen liegen in ländlicheren Regionen geringere Angebotspreise vor. Im Durchschnitt besonders gering sind die Preise in Sachsen-Anhalt, wo jedoch teilweise

auch zu wenige Beobachtungen vorliegen. Aufgrund der bisher nicht berücksichtigten regionalen Unterschiede in den Preisanpassungen, ist aus den Unterschieden beider Darstellungen für die jeweiligen Märkte kein eindeutiges regionales Muster zu erkennen. Tendenziell erscheinen jedoch die höherpreisigen Gebiete – etwa entlang des Oberrheins – sowie im ETW-Markt der Osten Deutschlands im Verhältnis stärker von den Preiskorrekturen betroffen. Gleiches gilt für Niedersachsen, das im Segment der Einfamilienhäuser jedoch tendenziell geringere durchschnittliche Abweichungen aufweist.

6 Kritik

Ziel der vorliegenden Expertise ist, Möglichkeiten der Bildung eines Regionalindex Wohnkosten auf Basis von Angebotsdaten aufzuzeigen. Vor diesem Hintergrund liegt das Augenmerk auf der Frage, inwiefern sich Angebotsdaten grundsätzlich für die Indexbildung eignen. Dementsprechend wurde bei der Bildung der Regionalindizes (vgl. Abschnitt 5) auf aufwändige hedonische Methoden verzichtet. Dennoch soll die angewandte Methodik kritisch hinterfragt und mögliche Wege für nachfolgende Analysen aufgezeigt werden. Im Wesentlichen wird dabei auf drei Kritikpunkte eingegangen.

Erstens ist die verwendete Maklerbefragung als **Datensatz** möglicherweise nicht repräsentativ. Zwar liegt eine – für die Regressionsanalyse – hinreichende Zahl an Fällen vor, es ist jedoch anzunehmen, dass Makler grundsätzlich den Markt besser einschätzen als Privatpersonen und folglich die Preiskorrekturen geringer ausfallen als in den hier verwendeten IDN-Daten. Zudem wird hier vom Marktausschnitt Nordrhein-Westfalen auf das gesamte Bundesgebiet geschlossen. Für nachfolgende Analysen wäre also ein umfangreicherer und repräsentativerer Datensatz begrüßenswert. Weiterhin ergeben sich im Rahmen der Anwendung der Regressionsergebnisse auf IDN-Daten methodische Schwierigkeiten. Zum einen liegen im Rahmen der Maklerbefragung lediglich die ersten Angebote vor, während der IDN-Datensatz ein „erstes“ und ein „letztes“ Angebot listet. Damit werden die Angebotsdaten durch die Verwendung des Erstangebots leicht schlechter eingeschätzt, als sie tatsächlich sind. Zum anderen ist in den Angebotsdaten die Verweildauer nicht als solche enthalten. Vielmehr wurde hier als Näherung die Dauer zwischen dem ersten und letzten Angebot verwandt.

Zweitens enthält die **Regressionsanalyse** methodische Schwierigkeiten, die im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht hinreichend diskutiert wurden. So ist etwa für die Variable „Verweildauer“ ein Endogenitätsproblem zu erwarten. Wie bereits diskutiert, bildet diese Größe vermutlich nicht nur ein Objekt-, sondern im Mittel auch ein Marktcharakteristikum. Hierin liegt auch der Grund, weshalb trotz nicht

vorhandener Schätzkoeffizienten für die Dummyvariablen der Kreise im Bundesgebiet die Koeffizienten aus der ersten Regression (vgl. Tabellen 2 und 3) für die Korrektur der IDN-Daten verwendet wurden. Dennoch verbleiben Probleme im Rahmen der Regression, etwa durch Multikollinearität. Hinzu kommen die schon zuvor diskutierten Probleme, regionale Unterschiede statistisch zu erfassen und einen größeren Erklärungsgehalt in den Regressionsansätzen zu induzieren. Hierfür sind möglicherweise andere Klassifikationen in Größe und Baualter, ganz sicher aber die Beachtung der Lage im Schätzansatz hilfreich. Hier zeigt sich eine besondere Schwäche der durchgeführten Regression. Insgesamt sind in weiterführenden Studien also Schritte in Richtung einer höheren Effizienz der Regression von Preiskorrekturen vorzunehmen.

Schließlich spielen auch **übergeordnete methodische Schwierigkeiten** eine Rolle. So wurde in der vorliegenden Diskussion etwa auf die Bildung hedonischer Modelle bei der Bildung der Regionalindizes verzichtet. Dass die IDN-Stichprobe hierzu hinreichend groß ist, steht dagegen außer Frage. Insofern wurde der Fokus auf die Validität der Daten gelegt. Für nachfolgende Analysen ist eine hedonische Untersuchung der Märkte dennoch wünschenswert. Zum einen liefert diese voraussichtlich statistisch fundiertere Resultate als die hier durchgeführte Typisierung von Wohnobjekten, zum anderen liefert sie Aufschluss über die Einflussfaktoren der Preisbildung. Neben der Indexbildung liegt in der Nichtberücksichtigung des Mietmarktes ein Problem der geführten Diskussion. Hier fehlt es derzeit noch an stichhaltigen Daten für eine Validitätsprüfung der Angebotsdaten. Grundsätzlich ist hier zwar mit anderen Effekten als im Marktsegment „Kaufen“ zu rechnen, es können jedoch tendenziell geringere Abweichungen zwischen Angebot und Abschluss erwartet werden.

7 Zusammenfassung und Fazit

Die Expertise hat gezeigt, dass neben dem direkten Interesse aus der Immobilienwirtschaft auch ein reges Interesse von öffentlichen Akteuren an einem „regionalen Preisindex Wohnkosten“ besteht. Diesem regen und volkswirtschaftlich relevanten Interesse steht bislang ein Flickenteppich von nicht hinreichend verwertbaren Datenangeboten gegenüber. Ein Verständnis für die volkswirtschaftliche Bedeutung des Immobilienmarktes dürfte dabei spätestens seit der Subprimekrise auch im öffentlichen Bewusstsein angelangt sein.

Ein dem Sektor angemessener Index sollte hohen Anforderungen an Verlässlichkeit und Differenzierung genügen, wobei der Index nach Möglichkeit auf Kreisebene und quartalsweise bereitgestellt werden sollte. Insbesondere im Bereich der Gutachterausschüsse wird in Deutschland ein für die Markt- und Preisbeobachtung hoch

interessanter Datenpool nur rudimentär genutzt. Da in diesem Bereich bislang keine Änderungen zu erwarten sind, wurden im Rahmen der vorliegenden Expertise insbesondere die kommerziell angebotenen Angebotsdaten herangezogen und überprüft.

Die aus Inseraten heraus generierten Angebotsdaten haben den Vorteil einer sehr zeitnahen Verfügbarkeit und einer hohen Fallzahl, so dass auch differenzierte Auswertungen möglich werden. Die Kriterien „Aktualität“, „quartalsweise Periodizität“ und „kleinräumige Differenzierung“ (hier Kreisebene) können mit ihnen ohne Weiteres erfüllt werden. Das zentrale Problem stellt die Abweichung der Angebotsdaten von den tatsächlichen Transaktionspreisen dar. Die Ergebnisse der hier vorgestellten Untersuchungsschritte für das Wohneigentum erlauben eine erste Abschätzung der notwendigen Korrekturfaktoren und geben Hinweise auf deren Systematik. Auf der Basis des hier herangezogenen Datensatzes zeigte sich insgesamt eine erwartete Abweichung um etwa 8 Prozent im Vergleich zu den Abschlussdaten.

Festzuhalten ist, dass sich im Markt für Einfamilienhäuser kaum signifikante regionale Unterschiede zeigten. In weiteren Untersuchungen auf der Basis bundesweiter Datensätze sollte insbesondere näher beleuchtet werden, wie sich konjunkturelle und strukturelle Trendbrüche in der Regionalentwicklung auswirken. Die Untersuchung der Preiskorrekturen mit Blick auf verschiedene Objektcharakteristika zeigte dagegen einige signifikante Effekte, die in der Folge auf die bei empirica vorliegenden IDN-Daten übertragen wurden. Im Ergebnis steht ein korrigierter Immobilienpreisindex, der für die Klasse der Objekte mit 100 m²–120 m² exemplarisch dargestellt wurde. Die damit erzielten Ergebnisse weisen eine hohe Plausibilität auf.

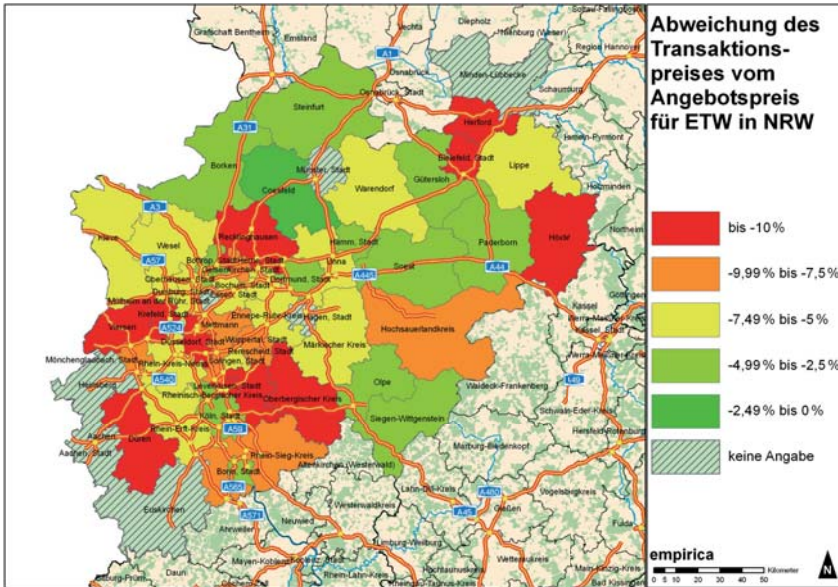
Im Mittelpunkt der Expertise stand die Preisberichterstattung für das Wohneigentum und eine entsprechende Validierung der Angebotsdaten für dieses Segment. Vergleichbare Untersuchungen für den Mietmarkt stehen noch aus. Allerdings ist zu erwarten, dass die Abweichung von Angebots- zu Abschlusspreisen bei Mietwohnungen deutlich geringer ausfällt. Insofern kann man von einer noch besseren Eignung der Angebotsdaten für die Preisberichterstattung bei Mietwohnungen ausgehen.

8 Literatur

- Dübel, H.-J., Iden, S. (2008): Hedonischer Immobilienpreisindex Deutschland, April 2008, Berlin.
- Hoffmann, J., Lorenz, A. (2006): Real estate price indices in Germany: past, present and future. Paper prepared for the OECD-IMF Workshop on real estate price indexes, revised draft.
- Verband Deutscher Pfandbriefbanken (2008): Immobilienbanking 2008/2009 – Professionelles Immobilienbanking. Fakten und Daten. Berlin.

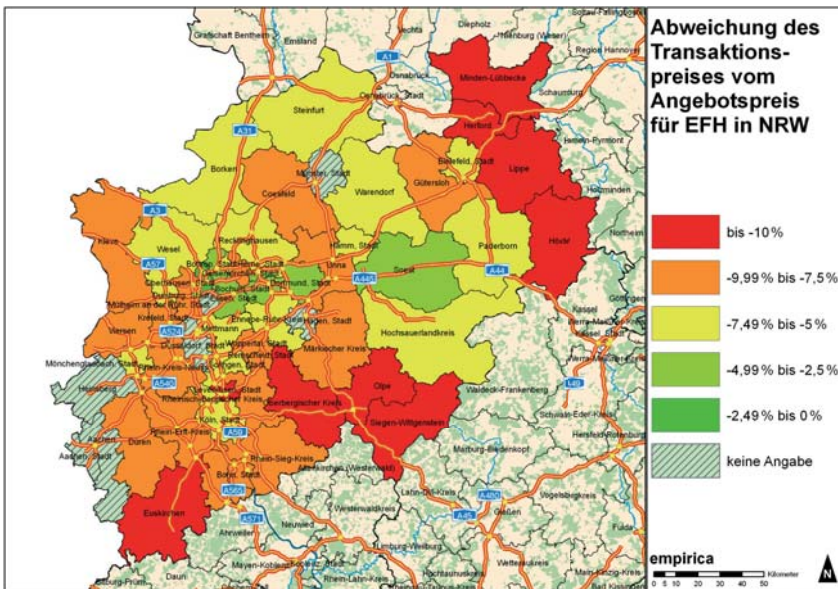
9 Anhang

Abbildung A1: Durchschnittliche Preiskorrekturen für Eigentumswohnungen nach Kreisen



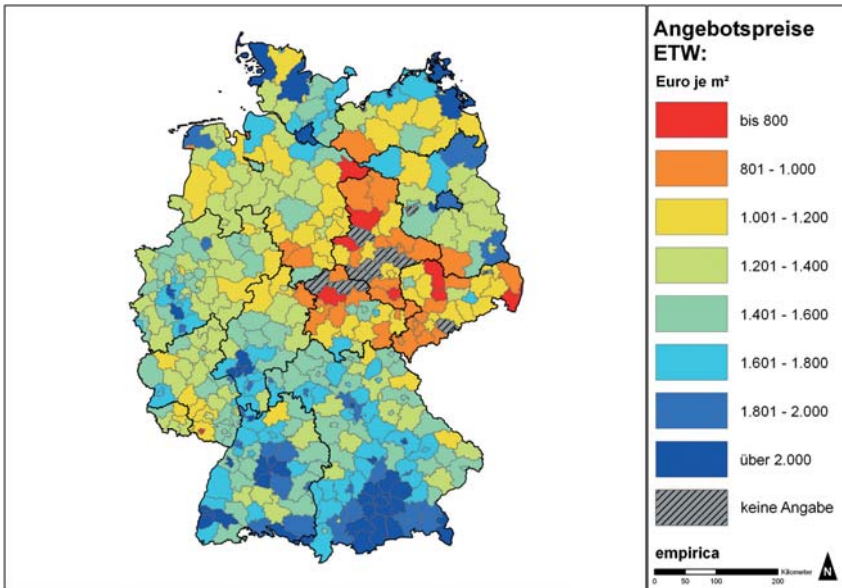
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis LBS NRW.

Abbildung A2: Durchschnittliche Preiskorrekturen für Einfamilienhäuser nach Kreisen



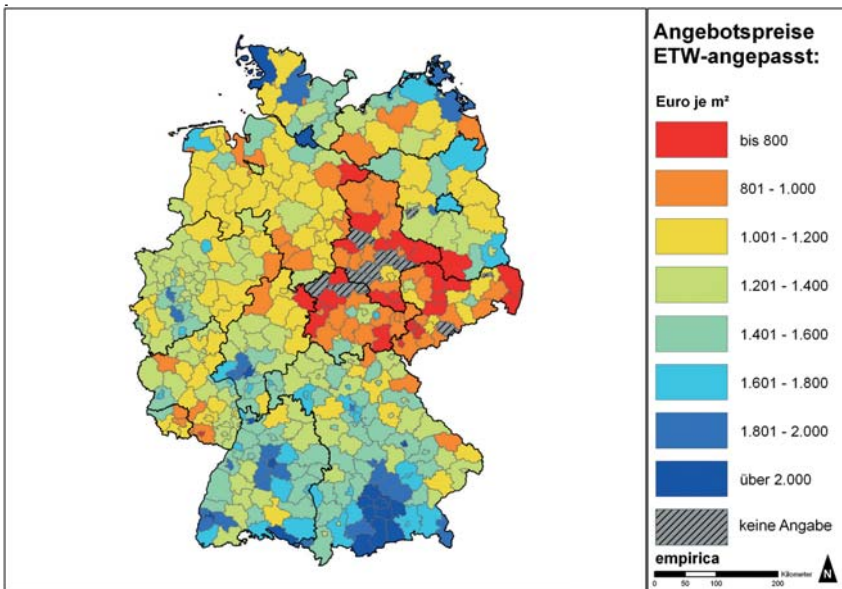
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis LBS NRW.

Abbildung A3: Durchschnittliche Angebotspreise für Eigentumswohnungen nach Kreisen



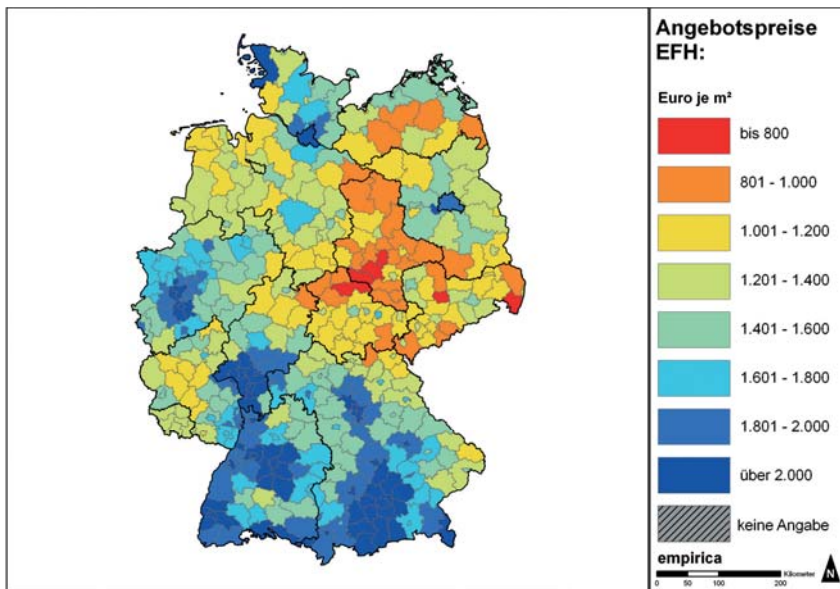
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der empirica-Preisdatenbank (IDN Immodaten GmbH).

Abbildung A4: Durchschnittliche angepasste Angebotspreise für Eigentumswohnungen nach Kreisen



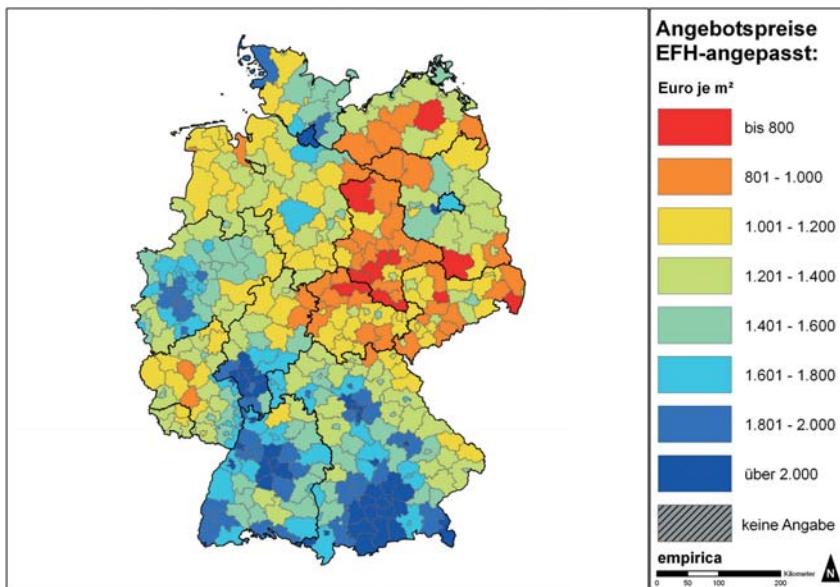
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der empirica-Preisdatenbank (IDN Immodaten GmbH).

Abbildung A5: Durchschnittliche Angebotspreise für Einfamilienhäuser nach Kreisen



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der empirica-Preisdatenbank (IDN Immodaten GmbH).

Abbildung A6: Durchschnittliche angepasste Angebotspreise für Einfamilienhäuser nach Kreisen



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der empirica-Preisdatenbank (IDN Immodaten GmbH).

Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes – Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Peter von der Lippe, Claus Christian Breuer*
Universität Duisburg-Essen

* Für wertvolle Hinweise und kritische Anmerkungen danken wir ganz herzlich Herrn Dr. Johannes Hoffmann, Herrn Hans-Albert Leifer, Herrn Gerhard Lenz, Herrn Hermann Marré, Herrn Ulrich Schmitt und Herrn Dr. Friedbert Steinell vonseiten der amtlichen Statistik (Statistikämter und Bundesbank) sowie Frau Sonja Hampe und Herrn Rudolf Koch vonseiten der nichtamtlichen Statistik.

Inhaltsverzeichnis

1	Vorbemerkung	173
2	Aufgabenstellung, Grundsatzfragen zur Datengewinnung über Mieten und Immobilienpreise.....	173
2.1	Grundsatzfragen des regionalen Preisvergleichs.....	173
2.2	Maßstäbe zur Nutzung von Datenquellen über Mieten und Immobilienpreise im Rahmen des RPI.....	175
2.2.1	Implikationen des reinen Preisvergleichs und der Repräsentativität ...	175
2.2.2	Liste der Qualitätsanforderungen an Datenquellen eines RPI.....	177
2.2.3	Ergebnisse als Kriterien zur Beurteilung möglicher Datenquellen eines RPI	182
2.3	Datenquellen im Überblick, Neutralität der Datenproduktion und der weitere Aufbau der Expertise	183
3	Bestehende Erhebungen der amtlichen Statistik zu Mieten und Preisen von Wohnimmobilien.....	186
3.1	Wohnungsmieten im Verbraucherpreisindex (VPI)	186
3.2	Immobilienpreise	193
4	Weitere amtliche statistische Quellen zur Wohnsituation und zu Mieten.....	195
4.1	Mikrozensus-Zusatzerhebung: „Wohnsituation in Deutschland“.....	195
4.2	Gebäude- und Wohnungszählung (GWZ).....	196
4.3	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und Laufende Wirtschaftsrechnungen (LWR).....	197
4.4	Wohngeldstatistik	198
5	Nichtamtliche statistische Quellen über Mieten und Immobilienpreise	199
5.1	Einführung: Strukturen und Beurteilungsmaßstäbe	199
5.2	Anbieter mit eigenen Datenerhebungen	201
5.2.1	BulwienGesa AG	201
5.2.2	Immobilienverband Deutschland (IVD).....	203
5.2.3	empirica	207

5.2.4	IDN ImmoDaten GmbH	208
5.2.5	Landesbausparkassen (LBS)	209
5.2.6	Verband deutscher Pfandbriefbanken (vdp).....	209
5.2.7	HVB Expertise GmbH.....	210
5.2.8	Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)	211
5.2.9	Mietspiegel.....	212
5.2.10	Gutachterausschüsse.....	213
5.2.11	Hypoport AG	214
5.3	Datenauswerter: Analysen bei Verwendung verschiedener Quellen.....	215
5.3.1	Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)	215
5.3.2	Deutsche Bundesbank, Immobilienindex.....	217
5.3.3	Landesbanken (LB), Landestreuhandstellen (LTS).....	218
5.3.4	Kommunale Wohnungsmarktbeobachtung (KomWoB)	219
5.3.5	GEWOS GmbH Institut für Stadt-, Regional- und Wohnforschung/ Institut für Städtebau, Wohnungswirtschaft und Bausparwesen (IfS)...	219
5.3.6	F+B Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt GmbH.....	220
5.3.7	Jones Lang LaSalle (JLL).....	221
6	Methodische Fragen und zusammenfassende Beurteilung	221
6.1	Methodische Fragen	222
6.1.1	Notwendiger Stichprobenumfang	222
6.1.2	Überlegungen zur Standardisierung der Merkmale für eine Wohnungstypologie.....	229
6.1.3	Basis der RPI-Indexformel	232
6.1.4	Miet- und Kaufpreiskomponente im RPI	233
6.2	Zusammenfassende Beurteilung der Datenquellen.....	233
6.2.1	Würdigung der Quellen auf Basis der Axiome.....	234
6.2.2	Spezielle Kriterien zur Verwendbarkeit von Mietspiegeln als Datenquelle	237
7	Literatur.....	242
8	Anhang	246

Abkürzungsverzeichnis

BBR	Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung
BStatG	Bundesstatistikgesetz, Gesetz über die Statistik für Bundeszwecke
COICOP	classification of individual consumption by purpose
BBk	Deutsche Bundesbank
DEIX	Deutscher Eigentums-Immobilienindex
DH	Doppelhaushälfte
EB	Eigenbau
EH	Einfamilienhaus
ETW	Eigentumswohnung
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
EWZ	Einwohnerzahl
FB	Fertigteilbau
GA	Gutachterausschüsse
GWZ	Gebäude- und Wohnungszählung
HPI	Häuserpreisindex
HVB	HypoVereinsbank
HVPI	Harmonisierter Verbraucherpreisindex
IFS	Institut für Städtebau, Wohnungswirtschaft und Bausparwesen
IHK	Industrie- und Handelskammer
IK KomWoB	Initiativkreis Kommunale Wohnungsmarktbeobachtung
IVD	Immobilienverband Deutschland
JLL	Jones Lang LaSalle
LBS	Landesbausparkassen
LDS	Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik
LTS	Landestreuhandstelle
LWR	Laufende Wirtschaftsrechnungen
MB	Meldeborgen der laufenden Verbraucherpreisstatistik
MH	Mehrfamilienhaus
MS	qualifizierter Mietspiegel
MZ	Mikrozensus
NRW	Nordrhein-Westfalen
RDM	Ring Deutscher Makler
RH	Reihenhaus
RPI	Regionaler Verbraucherpreisindex
SB	schlüsselfertiges Bauen

SOEP	Sozio-oekonomisches Panel
StBA	Statistisches Bundesamt
vdp	Verband deutscher Pfandbriefbanken
VDM	Verband Deutscher Makler
VPI	Verbraucherpreisindex
VZ	Volkszählung
WfA	Wohnungsbauförderungsanstalt

1 Vorbemerkung

Die vorliegende Expertise „Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisvergleiche“ beschäftigt sich – dem Auftrag entsprechend – vorwiegend mit der Gewinnung von Daten zu Wohnungsmieten, die für den regionalen Vergleich geeignet sind. Da sich bei der Weiterentwicklung des HVPI abzeichnet, dass der Nutzwert des selbstgenutzten Wohnungseigentums mit der net acquisition method (Nettoerwerbsansatz)¹ gemessen werden soll, verlangt die Aufgabe auch, das Datenangebot bei Immobilienpreisen und den Aufbau eines „Häuserpreisindex“ neben der Erhebung von Mieten in der amtlichen Statistik zu betrachten.

Konzeptionelle Probleme des regionalen Vergleichs von Verbraucherpreisen ganz allgemein und auch die Frage der Eignung (oder besser Nichteignung) der laufenden Erhebungen zum Verbraucherpreisindex (VPI) für derartige Vergleiche haben wir bereits andernorts behandelt (vgl. von der Lippe/Breuer 2008a, 2008b). Diese Veröffentlichungen entstanden infolge unserer Anhörung vor dem Bundesverfassungsgericht anlässlich einer Verfassungsbeschwerde, wobei es um die Beurteilung eines Preisvergleichs zwischen bayerischen Städten ging, der gerade auf der Basis der amtlichen VPI-Daten erfolgte.²

2 Aufgabenstellung, Grundsatzfragen zur Datengewinnung über Mieten und Immobilienpreise

2.1 Grundsatzfragen des regionalen Preisvergleichs

Es ist unbestritten, dass ein regionaler Vergleich von Verbraucherpreisen (kurz Regionaler Verbraucherpreisindex, RPI)

- nicht oder nur sehr eingeschränkt mit den Daten der laufenden Verbraucherpreisindex-Statistik erfolgen kann, sondern vielmehr eine eigens hierfür zu schaffende Datensammlung verlangt (in Form einer Primärerhebung oder durch Nutzung vorhandener Daten)
- auch die für regionale Unterschiede im Verbraucherpreisniveau im besonderen Maße verantwortlichen Mieten enthalten muss.³

1 Zur Beschreibung dieser Methode auch im Vergleich zu alternativen Methoden der Messung des Wohnwerts in einer selbstgenutzten Immobilie vgl. von der Lippe (2007: 397–405).

2 Der Gegenstand war primär die Beurteilung der Studie „Die reale Kaufkraft in Bayern 2002“ des Bayerischen Wirtschaftsministeriums in von der Lippe (2006d), bei der ein Städtevergleich mit eben diesen amtlichen VPI-Daten vorgenommen wurde.

3 Beim vorliegenden Forschungsprojekt „weißer Fleck“ war von vornherein klar, dass anders als in früheren Vergleichen dieser Art (vgl. Rostin 1979 und Ströhl 1994) Mieten nicht ausgeklammert werden können.

Die laufend erhobenen amtlichen VPI-Daten sind nicht als Datenbasis eines RPI geeignet, weil sie nicht Gewähr dafür bieten können, dass die an verschiedenen Orten beobachteten Preisrepräsentanten hinsichtlich der preisbestimmenden Merkmale, insbesondere der Qualität, auch wirklich vergleichbar sind, was für Wohnungen und Häuser im besonderen Maße gilt.

Mit anderen Worten, interregional ist „reiner Preisvergleich“⁴ schwerer zu realisieren als intertemporal. Um diesem zu entsprechen, ist eine detailliertere Warenbeschreibung als im zeitlichen Preisvergleich erforderlich.⁵ Gleichzeitig ist aber auch darauf zu achten, dass nur Güter (Waren und Dienste) einbezogen werden, die für die Verbrauchsgewohnheiten an den zu vergleichenden Orten möglichst repräsentativ (oder „charakteristisch“ wie es im internationalen Vergleich meist heißt) sind. Das ist jedoch oft dann nicht zu gewährleisten, wenn die Spezifizierung der Güter sehr eng ist. Es besteht also ein Konflikt zwischen zwei Anforderungen, der einen Kompromiss erfordert.

Die allgemeine Überzeugung ist ferner, dass der regionale Vergleich nicht nur eine detailliertere Warenbeschreibung verlangt, sondern auch die Einbeziehung von mehr Preisrepräsentanten für die gleiche Warenkorbposition. Der Grund ist in beiden Fällen, dass die Streuung der Preise im Ortsvergleich größer ist als im Zeitvergleich. Darüber, ob und in welchem Maße dies zutrifft, ist jedoch nicht sehr viel bekannt. Die vorliegende Expertise enthält deshalb auch in Kapitel 6 einige Ausführungen zu diesem Thema (vgl. Abschnitt 6.1, auch zu einer von uns veranlassten Sonderauswertung des LDS NRW der Mietstatistik im Rahmen des VPI).

Es ist ebenfalls unstrittig, dass die Datensammlung für einen RPI möglichst wirtschaftlich erfolgen muss. Wenn es gilt, eine Datenerhebung speziell hierfür zu veranstalten, ist

- eine Ressourcen (auch indirekte Kosten in Gestalt von Belastungen der Befragten) schonende Datenbeschaffung anzustreben, was insbesondere heißt, zu prüfen, ob nicht vorhandene Daten nichtamtlicher Anbieter für Zwecke der amtlichen Statistik genutzt werden können, so dass nur – wenn unbedingt nötig – eine spezielle Primärerhebung von Mieten und Kaufpreisen vorzunehmen ist; es ist ferner auch wünschenswert, dass
- die Daten kompatibel sind mit den methodischen Vorgaben (z. B. Wohnungstypologie, Berichtsgemeinden,⁶ Abgrenzung der Erhebungsmerkma-

4 Zu diesem Begriff vgl. von der Lippe (2005) und besonders ausführlich auch von der Lippe (2001: 268 ff.).

5 Vermutlich werden sich die Bedingungen für einen regionalen Vergleich hier durch die ab 2008 erfolgende Erhebung ausführlicherer Beschreibungsmerkmale im Rahmen der VPI-Statistik verbessern. Vgl. Linz (2007).

6 Unsere Expertise gibt keine Empfehlungen über die Auswahl der Berichtsgemeinden zum RPI. Es dürfte aber aus wirtschaftlichen Gründen geboten sein, sich der Auswahl für den VPI anzuschließen und nicht beim RPI völlig neue Wege zu beschreiten. Die Auswahl der Gemeinden ist beim VPI durch Einführung des sog. „Regionsmodells“ (vgl. Exkurs in Kapitel 3.1), d. h. Einbeziehung von Preisnotierungen auch außerhalb der politischen Grenzen einer Gemeinde, ohnehin etwas im Fluss.

le⁷⁾ der amtlichen Verbraucherpreisstatistik, nicht zuletzt auch deshalb, um diese möglichst auch zur „Fortschreibung“ von „Benchmark-“ (Struktur-) Erhebungen des RPI nutzen zu können.

Im Folgenden wird deshalb zunächst auf die Erhebung der Mieten im VPI eingegangen (Kapitel 3), deren methodische Maßstäbe natürlich nicht unveränderlich sind, gleichwohl aber für die gewünschte Kompatibilität essentiell sind. Später, im Kapitel 5, wird dann das nichtamtliche Datenangebot bei Mieten und Immobilienpreisen vorgestellt und daraufhin untersucht, ob es geeignet ist, VPI-Daten zu ersetzen oder zu ergänzen. Für die Frage, inwieweit man auf nichtamtliche Daten aufbauen kann, oder aber sie nicht oder allenfalls zur Plausibilitätsprüfung nutzen kann, ist es wichtig, sich Maßstäbe hinsichtlich der Datenqualität vorzugeben, die jedoch nicht zwingend sind. Denn auch hier gibt es einen Konflikt zwischen zwei (konkurrierenden) Zielsetzungen, der einen Kompromiss erfordert: die Daten sollten methodisch anspruchsvoll und zugleich wirtschaftlich zu beschaffen sein.

2.2 Maßstäbe zur Nutzung von Datenquellen über Mieten und Immobilienpreise im Rahmen des RPI

Bevor wir auf Kriterien für die Auswahl von Datenquellen bei den Mieten in einem mit Sekundärerhebungen arbeitenden RPI eingehen sind Vorfragen, wie

- Garantiert Gleichheit der Wohnungstypen auch Vergleichbarkeit und Repräsentativität der Mietstatistik?
- Was muss gleich und was darf oder soll ungleich sein?

zu stellen, also Fragen, die sich aus dem Konflikt (oder moderner formuliert, dem trade-off) zwischen Vergleichbarkeit und Repräsentativität ergeben.

2.2.1 Implikationen des reinen Preisvergleichs und der Repräsentativität

Regionale Vergleiche müssen nicht nur Gleichheit (und Repräsentativität) der Waren beachten, sondern auch wo und wie oft sie gekauft werden. Die Vergleichbarkeit umfasst also nicht nur die Ware selbst. Unterschiede hinsichtlich der Verbrauchs- und Kaufgewohnheiten bei Gütern sollten den regionalen Preisvergleich nicht verfälschen. Das bedeutet u. a., dass eine Gemeinde [oder Region] nicht allein dadurch teurer erscheinen darf als eine andere, weil in ihr

⁷ Einhaltung der Definitionen der COICOP Positionen 040 ff. Notieren von tatsächlichen Transaktionspreisen und Prüfung der Vergleichbarkeit hinsichtlich aller preisbestimmenden Merkmale, „Korrekturen“ an dem jeweils notierten Preis bei Qualitätsunterschieden bzw. Qualitätsveränderungen.

„etwa mehr teurere Fachgeschäfte und weniger preisgünstige Verbrauchermärkte enthalten sind“ (vgl. Linz 2007: 76; Angermann 1989; Rostin 1979; Ströhl 1994). Man kann dies durch die im Indexsystem 2005 = 100 eingeführte – für die jeweils zu vergleichenden Gemeinden gleiche – Geschäftstypengewichtung auszugleichen versuchen. Im Fall von Wohnungsmieten oder Häuserpreisen entspricht diesem Sachverhalt die regional unterschiedliche Bedeutung bestimmter Wohnungs- und Häusertypen, die andererseits auch gerade mitverantwortlich ist für das unterschiedliche Miet- bzw. Preisniveau. Es ist deshalb fraglich, ob es Sinn macht, regionale Unterschiede in Angebot und Nachfrage, d. h. auch in der Struktur des Wohnungsbestands oder auch im Grad der „Anspannung“ auf dem Wohnungsmarkt,⁸ „bereinigen“ zu wollen.⁹ Anders verhält es sich mit Merkmalen der Wohnung selber (Größe, Baujahr, Ausstattung), die durchaus Korrekturen im Sinne des „reinen“ regionalen Preisvergleichs erfordern, wenn sie vom vereinbarten Grundtyp abweichen. Aber schon bei der „Lage“, die das soziale Umfeld und die Infrastruktur einschließt, haben wir fließende Übergänge zu den nicht zu bereinigenden Unterschieden auf dem lokalen Wohnungsmarkt.

Eigentümlichkeiten des lokalen Wohnungsmarkts kommen andererseits durchaus ins Spiel, wenn es gilt, Repräsentativität zu gewährleisten. Im Falle einer Wohnung kann es sich naturgemäß an zwei verschiedenen Orten nicht um genau die gleiche Wohnung handeln, sondern nur um eine Wohnung für einen Mieter auf der gleichen Stufe der Einkommenspyramide. Es sind deshalb auch Kenntnisse darüber nötig, welche Wohnungen in den jeweiligen Gemeinden „repräsentativ“ sind. Das dürfte eher gewährleistet sein, wenn das Erhebungssystem dezentral ist.

Wir haben gleichwohl davon abgesehen, eine dezentrale Erhebung als eines der im Folgenden aufgelisteten Qualitätskriterien anzusehen, weil das Kriterium

8 Indikatoren der „Anspannung“ (etwa Leerstände, Umzüge, Umzugs- und Eigentumsabsichten, Räumungsklagen, Mietrückstände, Wohnkostenbelastung (Miete in Relation zum verfügbaren Einkommen) usw., wie sie z. B. von der WfA erhoben werden, stehen sicher in einem Zusammenhang mit dem örtlichen Mietpreisniveau, es würde aber zu weit führen, sie explizit in einen regionalen Mietvergleich einbeziehen zu wollen.

9 Werden beispielsweise nicht nur wohnungs-, sondern auch gemeindespezifische Dummy-Variablen in einem hedonischen Modell benutzt, etwa das Dummy „Universitätsstadt“ zur Imputation der Miete einer Einzimmerwohnung, so werden die Mieten solcher Wohnungen, wenn sie denn für den regionalen Vergleich relevant sein sollten (was bislang nicht der Fall ist), nicht besser regional vergleichbar, sondern es werden regionale Unterschiede „erklärt“ oder „geglättet“ statt herausgearbeitet, was das eigentliche Ziel ist. Anders mag es sich mit der Berücksichtigung gemeindespezifischer Variablen verhalten, wenn man nur in mehrjähriger Periodizität durchführbarer RPI-Benchmark-Erhebungen mit ökonometrischen Modellen (statt z. B. mit dem VPI) fortschreibt oder „interpoliert“. Modellgestützte Schätzungen regionaler Preisindizes haben nämlich auch den Vorteil, dass man mit Regressionsfunktionen nicht nur Lücken zwischen den Zeitpunkten der Strukturerhebungen, sondern auch in der regionalen Abdeckung schließen kann, also für weitere, nicht in der Strukturerhebung einbezogene Orte Schätzwerte gewinnen kann (wenn Daten für die erklärenden Variablen in tieferer regionaler Gliederung vorliegen). Für einen möglichen Regressor findet sich in amtlichen Quellen eine interessante Beobachtung: es zeigte sich „ein deutlicher Zusammenhang zwischen dem Bevölkerungszuwachs der Länder und der Veränderung der Mietpreise, so dass es sinnvoll erscheint, Wanderungssalden und Mieten in kleinräumiger Gliederung miteinander zu korrelieren (Statistisches Bundesamt 2004: 1336).

zweischneidig ist. Trotz der Vorzüge (vgl. unten Axiom A2) hat ein dezentrales Berichtssystem evtl. eine Schattenseite. Eine entsprechende Erhebungsorganisation, die sich z. B. auch die Immobilienmakler als Datenlieferanten zugute halten, kann nämlich dazu führen, dass keine Einheitlichkeit der Methode gegeben ist und die Daten verschiedener Gemeinden untereinander nicht vergleichbar sind.

2.2.2 Liste der Qualitätsanforderungen an Datenquellen eines RPI

Der Prüfung der Verwendbarkeit externer Daten für die Komponente „Mieten“ im RPI sollten die folgenden Kriterien oder „Axiome“¹⁰ zugrunde liegen:

- A1 (*Dokumentation*) Die Methoden der Datengewinnung sollten *ausreichend dokumentiert* und auch möglichst *nachvollziehbar* sein, d. h. es sollte mindestens erkennbar sein,
- ob eine Primärerhebung zugrunde liegt (wer wird befragt, Mieter oder Vermieter?) oder andere Quellen (z. B. Zeitungsanzeigen) ausgewertet wurden;
 - wie viele Beobachtungen „gleicher“ Miet- bzw. Kaufobjekte zugrunde liegen (vgl. A2) und was geschieht, wenn ein Objekt für die weitere Erhebung ausfällt;
 - wie eng oder weit die verglichenen Wohnungen definiert werden (Typologie der Objekte) und wie Vergleichbarkeit bei subjektiven Einschätzungen (z. B. der Lage oder Ausstattung einer Wohnung) sichergestellt wird;
 - wie das Erhebungsmerkmal „Miete“ definiert ist (z. B. Netto- oder Warmmiete; vgl. auch A9) und
 - nach welchen Maßstäben die untere und obere Grenze einer Preisspanne, wenn eine solche angegeben wird, bestimmt wird.
- A2 (*Stichprobe {Erhebung, Umfang}, kein sample bias*) Grundsätzlich ist eine Stichprobe anderen Arten der Teilerhebung vorzuziehen. Der Durchführbarkeit einer Zufallsauswahl sind jedoch enge Grenzen gesetzt. Bei der Durchführung der Erhebung kann ein dezentrales Erhebungssystem Vorteile, aber auch – wie gerade ausgeführt – Nachteile haben. Es sollte nicht nur eine „ausreichende“ Zahl von Beobachtungen der Statistik zugrunde liegen,¹¹ es ist auch wichtig, dass alle Segmente der Grundgesamtheit ausreichend repräsentiert werden und *nicht bestimmte Segmente systematisch über- oder*

10 Laut Brockhaus bedeutet Axiom etymologisch „griech., eigtl. > was für wichtig erachtet wird <“, und das entspricht genau dem, was uns bei dem hier unternommenen Versuch einer Liste von Axiomen vorschwebt.

11 In Kapitel 6 versuchen wir quantitative Angaben hinsichtlich des notwendigen (mindestens erforderlichen) Stichprobenumfangs zu entwickeln.

unterrepräsentiert sind,¹² es ist in diesem Sinne vorteilhaft, wenn rechtliche Vorgaben (Auskunftspflichten) oder das wirtschaftliche Interesse bei der Datenproduktion Gewähr für eine vollständige und korrekte Erfassung der Grundgesamtheit bieten.¹³

A3 (*Kontinuität der Datenbeschaffung*) Die Datenquelle sollte Daten gleicher Qualität möglichst kontinuierlich und aktuell bereitstellen (das Problem betrifft eher die Immobilienpreise als die Mieten: während Angaben über die Mieten stets erfragt werden können, so lange die betreffenden Objekte vermietet sind, gibt es Immobilienpreise nur dann, wenn das Objekt zum Verkauf ansteht [Daten aus Anzeigen oder von Maklern] oder gerade verkauft worden ist [Daten auf der Basis von Kaufverträgen]).¹⁴

A4 (*Bereinigung von Strukturveränderungen*) Die Daten sollten außerdem *nicht Strukturveränderungen widerspiegeln*¹⁵ und alle einen Vergleich beeinträchtigende Faktoren (z. B. Qualität) „kontrollieren“ (gleich halten, Unterschiede rechnerisch ausschalten [„bereinigen“])¹⁶, d. h. es muss nicht nur bei der Erhebung, sondern auch in der Zusammenstellung der Daten ein „reiner Preisvergleich“ angestrebt werden.

A5 (*Vergleichbarkeit der Objekte durch Standardisierung der Erhebung und Aufbereitung*) Es sollte möglichst viel darüber bekannt sein, was getan wird, um bei der Erhebung *Vergleichbarkeit* der Wohnungen der verglichenen Städte *sicherzustellen*. Es ist z. B. zu fragen, wie eng die zugrunde liegende Definition der Wohnungs- bzw. Häusertypen ist¹⁷ und was getan wird, um die Qualität der Daten laufend zu überprüfen.

12 Bei Zeitungsannoncen oder Maklerangaben, aber auch bei Daten von Hypothekenbanken gibt es gute Gründe, anzunehmen, dass nicht unerhebliche Teile der Grundgesamtheit auf diese Weise nicht abgedeckt werden können (vgl. hierzu Kapitel 5 und 6).

13 So sind z. B. Notare verpflichtet, eine Kopie des Kaufvertrags dem örtlichen Gutachterausschuss zuzuleiten, was eine vollständige Datenerfassung verspricht. Andererseits gibt es keine Meldepflichten der Gutachterausschüsse gegenüber anderen Stellen, und die Kaufverträge sind auch nicht standardisiert, so dass A5 verletzt sein kann. Die Richtigkeit der Angaben dürfte garantiert sein, wenn die Notare auch Funktionen bei der Feststellung der steuerlichen Werte haben (was nach Auskunft von Herrn Leifer in Frankreich der Fall ist, wo deshalb der „Häuserpreisindex“ auf vollständigen und zuverlässigen Notarangaben beruht). Ähnlich dürften die Wertangaben aus Statistiken auf der Basis von Kreditverträgen weitgehend korrekt sein, denn bei Banken besteht „ein Interesse daran, zeitnahe Verkehrswerte für die beliebigen Objekte zu erhalten“ (Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung 2007: 241).

14 Die nach Leifer (2004: 445) offenbar besonders in den angelsächsischen Ländern beliebte „Methode der Mehrfachverkäufe“ der gleichen Immobilie leidet darunter, dass es Objekte mit unterschiedlich häufigen Transaktionen gibt und einige ausgesprochen selten verkauft werden, ganz abgesehen davon, dass sie sich im Zeitablauf verändern, so dass eigentlich kein Fall von „matched models“ mehr vorliegen dürfte.

15 Ein Beispiel: in Bayern Labo (2008: 55) wird erwähnt, dass ein Preisanstieg bei Eigenheimen überhöht sein könnte, weil in Regionen mit besonders niedrigen Eigenheimpreisen besonders wenig gebaut wurde und diese relativ geringen Preise bei der Durchschnittsbildung deshalb weniger als bisher ins Gewicht fallen.

16 Siehe aber auch erster Teil dieses Abschnitts.

17 Liegt eine mündliche Befragung oder eine Auswertung von Unterlagen (oder Annoncen) vor, so ist zu fragen, nach welchen Richtlinien die Erhebungspersonen [Berichterstatter] vorgehen, wie sie geschult werden usw.

- A6 (*weitere Merkmale*) Die Erhebung sollte *auch preisbestimmende Merkmale* (insbesondere der Qualität der Immobilie) *umfassen* – nicht nur die Miete bzw. den Preis –, um die Möglichkeit zu bieten, Qualitätsunterschiede zwischen den Orten hedonisch zu bereinigen.¹⁸
- A7 (*Verzahnung mit dem VPI*) Im Interesse der Verzahnung des räumlichen mit dem zeitlichen Vergleich der amtlichen Statistik, also dem VPI, sollten die Mieten
- für *solche Wohnungstypen* (auch Sozialwohnungen) erhoben, oder zumindest mit der Datenquelle bestimmbar sein, *die beim VPI zugrunde gelegt werden*.¹⁹
 - zumindest auch in den für den VPI relevanten *Gemeinden bzw. Regionen* erhoben werden.
- A8 (*Bestandsmieten und Second Hand Objekte*) Daten über Mieten sollten nicht nur Neuvermietungen betreffen,²⁰ es müssen *auch Bestandsmieten*, also Mieten von Mietern in den Daten enthalten sein, die über eine längere Zeit unverändert geblieben sind. Die Terminologie ist hier sehr verwirrend. Man muss unterscheiden:

1 Neuvermietung einer Immobilie bei		2 Bestandsmieten im Sinne von Mieten,
1a Erstbezug eines Neubaus	1b Mieterwechsel bei einer bestehenden Immobilie*	die von Mietern verlangt werden, die bereits eine längere Zeit in einer Wohnung wohnen
* Die Miete, die zu Beginn eines neuen Mietverhältnisses vom Mieter verlangt wird.		

Gemeint ist mit A8, dass auch Bestandsmieten im Sinne von Nr. 2 enthalten sein sollten, was z. B. bei Daten auf der Basis von Annoncen oder Angaben von Maklern in der Regel nicht der Fall sein dürfte. Entsprechend sollte auch Immobilienpreise das Second Hand Segment des Marktes einschließen.²¹

- A9 (*Mietkonzept*)²² Die beim regionalen Vergleich des Verbraucherpreisniveaus (VPI) enthaltene Mietkomponente enthält auch die sog. Nebenkosten, d. h. die folgenden COICOP Positionen (Wägungsanteile in ‰ im Index 2000 = 100 [= G1] und 2005 = 100 [= G2])

18 Siehe auch Kapitel 6 für weitere Anmerkungen zur Art der Merkmale. Sowohl die BBk als auch das StBA halten die bessere Anwendung hedonischer Methoden im Bereich der Immobilien für vordringlich. Daten, die hierfür keine Möglichkeit bieten, sind nach den heutigen Maßstäben praktisch wertlos.

19 Das Raster der Mietstatistik im VPI (vgl. Kapitel 3) unterscheidet z. B. auch zwischen öffentlich geförderten und privat finanzierten Wohnungen. Obgleich das Gewicht der Sozialwohnungen abnehmen dürfte, scheint diese Differenzierung bis auf weiteres sehr gewünscht und auch notwendig zu sein.

20 Eine Beschränkung hierauf liegt vor allem bei Preisübersichten von Maklern vor. Auch Mietspiegel enthalten Bestandsmieten nur dann, wenn sie in den letzten vier Jahren verändert (neu vereinbart) worden sind.

21 Auch bei der Gewichtung (eines zusammenfassenden Indexes) sollte zwischen transaktions- und bestandsorientierten Daten unterschieden werden, vgl. Deutsche Bundesbank (2003: 48).

22 Bei der entsprechenden Forderung für Immobilienpreise ist auf Einheitlichkeit des Preiskonzepts zu achten. So ist z. B. zu fragen, ob der Grundstücksanteil am Preis – wie beim amtlichen Häuserpreisindex – herausgerechnet worden ist oder nicht.

Position	G1	G2
040 Wohnung, Wasser, Strom, Gas und andere Brennstoffe	302,66	308,00

darunter

041 Wohnungsmieten einschl. Mietwert von Eigentümerwohnungen	212,17	203,30
043 Regelmäßige Instandhaltung, Reparatur der Wohnung	11,49	11,84
044 Wasserversorgung und andere Dienstleistungen*	31,98	33,04
045 Strom, Gas und andere Brennstoffe (Haushaltsenergie)	47,02	59,82

* Dies sind die sog. kalten Nebenkosten; sie umfassen vor allem Müllabfuhr, Abwasserentsorgung, Straßenreinigung, Grundsteuer B, Schornsteinfegergebühren etc.

Es ist nicht nachteilig, wenn sich der größte Teil der in Frage kommenden Quellen für den regionalen Vergleich der Mieten nur mit der Netto-Kaltniete (041) beschäftigt. Der anzustrebende RPI muss zwar zusätzlich Information zu Nebenkosten enthalten (auch beim selbstgenutzten Wohnungseigentum), aber diese können unabhängig von der Kaltniete erhoben werden (was auch – wie in Kapitel 3 gezeigt – im Falle des VPI geschieht). Wichtig ist nur, dass die Position 041 in einer Datenquelle identifizierbar sein muss, wenn diese im Rahmen des RPI verwendbar sein soll. Die Forderung A9 verlangt also, dass Mietangaben nur dann verwendbar sind, wenn sie

- sich entweder auf das Kaltmietenkonzept von COICOP 041 beschränken oder
- bei einem umfassenderen Konzept (etwa COICOP 040) die Isolation der Komponente 041 erlauben,

weil die Möglichkeiten auch unabhängig von der Miete die Positionen 043, 044 und 045 aus anderen Quellen in tiefer regionaler Gliederung zu schätzen ausreichend gut sein dürften.²³

A10 (*Verfügbarkeit, Bereitschaft zur Vereinheitlichung*) Es sollte

- die Bereitschaft zur Zusammenarbeit mit der amtlichen Statistik bestehen und auch dazu, dieser Daten zu angemessenen Konditionen zur Verfügung zu stellen;
- das Datenangebot in Form auswertbarer Dateien zur Verfügung gestellt werden;²⁴

23 Dieser Aspekt ist sehr bedeutsam, weil die Nebenkosten von erheblichem Gewicht (nach obigen Angaben im VPI zur Basis 2005 10,47 % gegenüber der reinen Nettomiete von 20,33 %) sind und sich auch im Zeitablauf – und wohl auch regional – unterschiedlich entwickeln (insbesondere die Haushaltsenergie ist – wohl in den meisten Gemeinden – explosionsartig gestiegen).

24 Man findet z. B. beim Verband deutscher Pfandbriefbanken (2008: 50 ff.) den Hinweis, dass die Daten der Gutachterausschüsse zwar vollständig sind, aber bisher noch nicht frei verfügbar und nicht „zu einer empirisch auswertbaren Datenbank zusammengefasst worden“ sind. Die eigene „vdp-Transaktionsdatenbank“, so heißt es, erfülle jedoch diese Voraussetzung der „Auswertbarkeit“.

- Aufgeschlossenheit gegenüber Normierungsüberlegungen (z. B. Vereinheitlichung der Typologie von Immobilien und der Definitionen von Qualitätsmerkmalen usw.) bestehen.

Zum Axiom A10 sei kurz vermerkt, dass wir dies stets in Gesprächen mit privaten (nichtamtlichen) und *gewerblichen* Datenanbietern, wie z. B. BulwienGesa AG oder IVD (Makler) angesprochen haben. Unser Eindruck war, dass „Zusammenarbeit“, z. B. in Gestalt einer Übernahme dieser Daten durch die amtliche Statistik, als wichtige Referenz und quasi als „Qualitätssiegel“ begrüßt wird. Ob eine Aufgeschlossenheit gegenüber Überlegungen zur Vereinheitlichung von Definitionen und Konzepten besteht, ist weniger leicht feststellbar. Sie sollte auch die *nichtgewerbliche* nichtamtliche Datenproduktion, wie z. B. die Erstellung von Mietspiegeln, umfassen. Es ist uns ein Anliegen, für Vereinheitlichung und Normierung und gegen unnötige Doppelarbeit zu plädieren, es ist uns aber bewusst, dass auch schon andere vor uns vergeblich diese Ziele verfolgt haben (vgl. hierzu mehr in Kapitel 6).²⁵

Was das Streben nach Vereinheitlichung (Axiom A10) und die Beurteilung der Daten mit den Axiomen betrifft, so lässt sich folgendes vorläufiges Fazit ziehen: Die Erfahrung der letzten Jahre hat zweierlei gezeigt, nämlich dass

1. das Mietniveau mit großem Abstand der wichtigste – allerdings auch der wohl am schwersten zu vergleichende – Bestimmungsfaktor regionaler Unterschiede im Verbraucherpreisniveau ist und dass
2. es auf diesem Gebiet zwar keinen Mangel an Daten gibt, wohl aber einen Mangel an *vergleichbaren* Daten, denn es gibt hier eine Vielzahl von Anbietern, die alle im Rahmen ihrer jeweiligen Möglichkeiten (als Regionalforscher, Standortbegutachter, Finanzberater, Makler, Finanzier, Mietspiegelproduzent usw.) Daten sammeln, und somit existieren zwar Daten im Überfluss, die jedoch nicht vergleichbar sind.²⁶ Man gewinnt den Eindruck, dass hier neben der amtlichen Statistik sehr viel statistische Doppelarbeit geleistet wird.

Gemessen am Gewicht der Mieten im VPI und insbesondere für den regionalen Vergleich, also an Punkt 1, ist dieser Position im VPI methodisch vergleichsweise wenig Aufmerksamkeit geschenkt worden. Es ist viel diskutiert worden über die Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen von Gütern mit relativ geringer Aus-

25 Es wäre wünschenswert, wenn das Projekt RPI zu einer vernünftigen Arbeitsteilung und Kooperation und zu mehr Standardisierung und methodischer Vereinheitlichung von Statistiken über Mieten (einschließlich von Mietspiegeln) und Immobilienpreise führen könnte.

26 Das ist zwar allgemein bekannt, aber das Ausmaß der Nichtvergleichbarkeit ist weitgehend unbekannt. Insbesondere bei Mietspiegeln wird quasi in jeder Gemeinde das Rad neu erfunden. Es wird seit vielen Jahren hierüber geklagt (vgl. Angermann 1985; von der Lippe 2006c), ohne dass dies etwas bewirkt hat.

gabenbedeutung, aber wenig über die Vergleichbarkeit von Mieten, die mit einem Vielfachen ins Gewicht fallen.

2.2.3 Ergebnisse als Kriterien zur Beurteilung möglicher Datenquellen eines RPI

Axiome, wie soweit dargestellt, sollen eine Entscheidung über die Verwendung oder Nichtverwendung einer nichtamtlichen Datenquelle für den RPI ermöglichen. Es sind grundsätzliche Erwägungen, bei denen die Methode, nicht das Ergebnis im Vordergrund steht. Man kann sich aber auch primär ergebnisorientiert entscheiden. Wie in Kapitel 5.1 dargestellt, scheint das bei der Entscheidung der Bundesbank (BBk) für die Verwendung von Daten der Firma BulwienGesa AG der Fall gewesen zu sein.

Wir sehen hier von einer entsprechenden ergebnisorientierten Beurteilung verschiedener Quellen als alleinige Entscheidungsgrundlage ab, und zwar aus folgenden Gründen:

1. Es war uns nicht möglich, eine (für eine Empfehlung) ausreichend umfangreiche Datei mit Mieten und Immobilienpreisen aufgrund der verschiedenen in dieser Studie genannten Quellen zusammenzustellen.
2. Wenn wir versucht hätten, Daten zusammenzustellen, dann hätten es aufgrund der Komplexität der Aufgabenstellung (ein RPI verlangt eine Aussage über diverse Wohnungs- bzw. Haustypen und dies für zahlreiche Städte) sehr viele Daten sein müssen, was die Auswertung im Hinblick auf eine zusammenfassende Empfehlung nicht leicht gemacht hätte.
3. Um die beschriebene Aufgabe in einer überschaubaren Größenordnung zu halten, wäre es in jedem Fall vorteilhaft, eine Vorauswahl aus den Datenanbietern zu treffen, wobei die Maßstäbe hierfür gerade durch die Axiomatik vorgegeben werden können; d. h. die ergebnisorientierte Betrachtung kann nicht eine Axiomatik entbehrlich machen.
4. Ein zusammenfassendes Urteil aufgrund der Ergebnisse, nicht der Methode, ist schwierig, zumal die Ergebnisse
 - in Teilbereichen (bei bestimmten Wohnungstypen, Gemeinden) oder Zeiträumen gut, in anderen (also bei anderen Wohnungstypen usw.) schlecht sein könnten²⁷ und
 - es keinen externen Vergleichsmaßstab für „gute Ergebnisse“ gibt (auch der Umstand, nicht signifikant von den Ergebnissen anderer Anbieter abzuweichen, ist kein Gütekriterium), ferner

²⁷ Eine derartige nicht eindeutige Situation kann sich auch bei der Beurteilung von Methoden auf der Basis von Axiomen ergeben.

- die Maßstäbe für eine Beurteilung kaum transparent und schwer nachvollziehbar sein dürften, denn das Gutheißen eines Ergebnisses verlangt meist eine Einschätzung der Plausibilität, was jedoch ein weiteres Problem mit sich bringt, denn
- Plausibilität ist kein operationales Konzept, die Datenanbieter berufen sich meist selbst darauf, dass ihre Daten den Test auf Plausibilität (in den Augen von Kennern des lokalen Wohnungsmarkts) bestanden hätten, und es dürfte schwer sein, für die verschiedensten Orte soviel Sachkenntnis reklamieren zu können, dass man sich ein Urteil über das Plausibilitätsurteil erlauben kann.

Eine Beurteilung aufgrund der Plausibilität der Ergebnisse kann aus diesen Gründen – auch wenn es hierfür eine entsprechend kompetente Grundlage gäbe – kaum allein bestimmend sein für die Entscheidung, welcher Datenquelle für Zwecke des RPI genutzt werden sollte. Ein Urteil über eine Statistik muss immer auch ein Urteil über die Methode der Statistik beinhalten.

2.3 Datenquellen im Überblick, Neutralität der Datenproduktion und der weitere Aufbau der Expertise

Grundsätzlich stehen die in Übersicht 2.1 und 2.2 genannten Datenquellen für die Mieten und Immobilienpreise für die Konstruktion eines regionalen Verbraucherpreisindexes (RPI) zur Verfügung. Sie haben alle ihre speziellen Vor- und Nachteile, worauf zunächst in Kapitel 5 und dann noch einmal in Form einer abschließenden Würdigung in Kapitel 6 eingegangen wird.

Bei den Datenquellen ist die folgende Unterscheidung nicht unwichtig hinsichtlich der Interessen, die evtl. mit der Sammlung und dem Vertrieb bzw. der Veröffentlichung der Daten verbunden sind:

amtliche Daten (Kapitel 3 und 4)		nichtamtliche Daten (Kapitel 5)	
		gewerbliche	nichtgewerbliche

Die amtliche Statistik ist dem BStatG zufolge der Neutralität und Unabhängigkeit verpflichtet. Es ist anzunehmen, dass sie im höheren Maße frei ist von wirtschaftlichen und politischen Interessen. Im **Kapitel 3** stellen wir dar, was wir über die Praxis der amtlichen Statistik in diesem Bereich, d. h. der Mietenstatistik im Rahmen des VPI sowie über den „Häuserpreisindex“ in Erfahrung bringen konnten. Im **Kapitel 4** behandeln wir ergänzende amtliche Statistiken.

Übersicht 2.1: Amtliche und nichtamtliche Daten für Mieten und Immobilienpreise

	Wohnungsmieten	Immobilienpreise ^{a)}
amtlich	Vierteljährliche Mietstatistik (Erhebung durch Statistische Landesämter) im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik (vgl. Kapitel 3.1). Ergänzend: MZ, EVS/LWR, GWZ, Wohngeldstatistik (vgl. Kapitel 4)	„Häuserpreisindex“ (HPI) zentrale Statistik beim Statistischen Bundesamt (Kapitel 3.2) auf Basis der Daten von Gutachterausschüssen sowie der amtlichen Baupreisindizes ^{b)}
nicht- amtlich	Mietspiegel (für einen Teil der Städte und des Mietwohnungsmarkts), SOEP (nicht Mietstatistik i.e.S.) und spezielle, wenige Städte umfassende Erhebungen für internationale Vergleiche (vgl. Anhang Nr. 2)	Deutscher Eigentums-Immobilienindex (DEIX), LBS Immobilienpreisspiegel, HVB, im Aufbau befindliche Datensammlungen des Verbands der Pfandbriefbanken und von Hypoport (Kapitel 5.2)
	Mieten und Preise: BulwienGesa AG und Immobilienindex der Deutschen Bundesbank (auf Basis von Daten der BulwienGesa AG), „Wohnimmobilienpreisspiegel“ des IVD, empirica und IDN ImmoDaten GmbH (Anzeigenstatistik)	

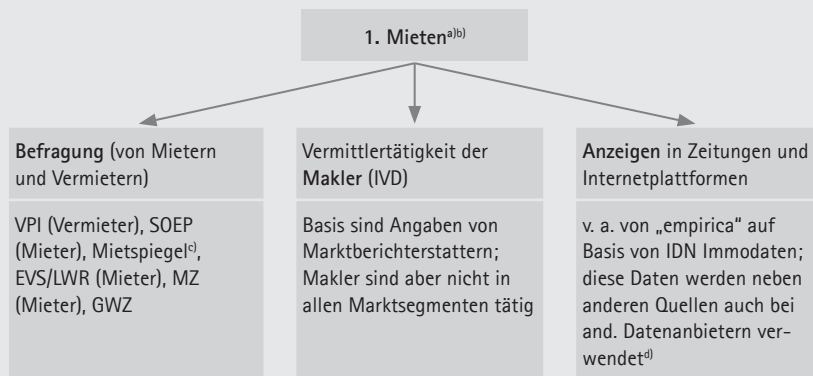
a) Häuser und Eigentumswohnungen.

b) Wir verzichten in Kapitel 3.2 auf eine Wiedergabe zahlreicher kritischer Einwände gegen die Baupreisstatistik (auf der der HPI zu einem Teil beruht), die man vor allem in Rady/Rußig (2004) findet, weil es nicht Gegenstand einer Expertise über die Machbarkeit eines künftigen RPI sein kann, Entscheidungen der amtlichen Statistik über die Verwendung ihrer eigenen Daten zur Diskussion zu stellen oder Überlegungen zur Qualität bestehender Erhebungen und Indizes neben der Verbraucherpreisstatistik anzustellen.

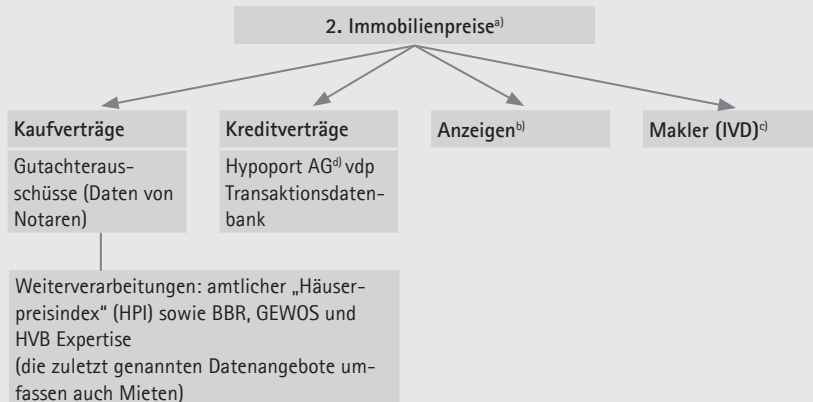
Kapitel 5 behandelt die schon in den Übersichten dieses Kapitels kurz genannten nichtamtlichen Quellen für Daten zu Mieten und Kaufpreisen sowie das SOEP (als Datenquelle für Mieten) im Detail. Bei den nichtamtlichen Quellen handelt es sich ganz überwiegend um gewerbliche Datenangebote. Als Beispiel für Interessen, die auf die Datenproduktion einwirken könnten, wird gelegentlich der Umstand genannt, dass Immobilienmakler Geldanlegern den Kauf einer Immobilie schmackhaft machen wollen und daher niedrige Immobilienpreise präferieren könnten. Als nichtgewerbliche private (also nichtamtliche) Veranstaltung kann man wohl die Mietspiegel betrachten. Aber auch hier sind – auch wenn es keine unmittelbaren kommerziellen Interessen gibt – Neutralität und Unabhängigkeit keineswegs vorauszusetzen, denn es gibt mächtige Interessen der Wohnungswirtschaft, Mieterverbände und auch der Politik, über Mietspiegel Einfluss zu nehmen „indem die statistischen Methoden zur Ermittlung der Vergleichsmiete mit dem politischen Ziel der Begrenzung von Mieterhöhungspotentialen manipuliert werden.“²⁸

28 „Den Mietspiegel nicht manipulieren, IVD Vizepräsident Schick warnt vor kommunalpolitischen Experimenten“, Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 29.8.2008. In diesem Artikel wurde über eine offenbar kürzlich in Berlin entfachte politische Diskussion berichtet. Anlass hierfür war, dass seit langer Zeit erstmals die Mieten in Berlin gestiegen sind und dies nicht im Mietspiegel zum Ausdruck kommen sollte. Auch Herr Rudolf Koch (Stellvertretender Vorsitzender des IVD) bestätigte uns in einem Gespräch, dass die Erstellung von Mietspiegeln nicht ergebnisoffen ist und politische Einflussnahme und Rücksicht auf Interessen von wohnungswirtschaftlichen Verbänden und Großvermietern nicht selten vorkommen. Bekannt sind auch Klagen von Ulf Börstinghaus, dass viele Mietspiegel fälschlich als qualifiziert bezeichnet werden, obgleich es bestenfalls einfache Mietspiegel sind. Wir haben darüber berichtet in von der Lippe/Breuer (2008a, 2008b).

Übersicht 2.2: Datenquellen für Mieten und Kaufpreise von Immobilien
 (weitere Einzelheiten zu den Statistiken vgl. Kapitel 3 und 5)



- a) Einige Datenanbieter versuchen eine Synopse verschiedener (im Prinzip aller hier genannten) Quellen und Expertenurteile (so z. B. BulwienGesa AG).
- b) Gutachterausschüsse sind als Datenquelle bei Mieten weniger üblich als bei Immobilienpreisen und deshalb hier nicht mit aufgenommen worden.
- c) Sie fallen hinsichtlich der Zielsetzung aus dem Rahmen, denn sie sind weniger gedacht für Vergleiche zwischen Kommunen als für die Bestimmung der „ortsüblichen Miete“ innerhalb einer Gemeinde (daher auch keine Normierung; d. h. Mietspiegel sind sehr unterschiedlich und kaum vergleichbar).
- d) Der gegen Anzeigenstatistiken erhobene Vorwurf, dass die Angebotspreise nicht den Transaktionspreisen entsprechen müssen und letztere häufig unter den ersteren liegen und deshalb die Statistik nicht konzeptgerecht (valide) ist, trifft vermutlich auf Mieten als Preise für eine Nutzung weniger zu als auf Kaufpreise (Teil 2 der Übersicht).



- a) Eine Kombination (Synopse) verschiedener (im Prinzip aller hier genannten) Quellen in Verbindung mit Expertenurteilen wird vor allem reklamiert von der BulwienGesa AG, aber z. B. auch von HVB Expertise GmbH.
- b) Angebotspreise (in Zeitungen und im Internet) hauptsächlich von empirica.
- c) Daneben auch Immobilienvermittler von Bausparkassen; auf dieser Basis werden Statistiken der LBS (Landesbausparkassen) zusammengestellt.
- d) Eine Internetplattform zur Vermittlung von Hypothekenkrediten.

Das abschließende **Kapitel 6** widmet sich einer Wertung der Quellen sowie weiterführender methodischer Fragen. Wir beschäftigen uns dabei auch mit der Frage, wie der Zustand eines Überflusses an Daten, die jedoch zugleich nicht miteinander vergleichbar sind – und somit für weiterführende Analysen nur bedingt brauchbar sind –, überwunden werden kann.

3 Bestehende Erhebungen der amtlichen Statistik zu Mieten und Preisen von Wohnimmobilien

Die Behauptung des BBR „Es gibt in Deutschland keine amtliche bundesweite Statistik, die aktuell über das Niveau der Mieten und der Immobilienpreise berichtet“ (Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung 2007: 221) wird dem Datenangebot der amtlichen Statistik nicht gerecht. Es gibt durchaus Daten, über deren Qualität (auch im Vergleich zu nichtamtlichen Daten) und Eignung für den interregionalen neben dem intertemporalen Vergleich man aber natürlich streiten kann. Im Folgenden wird dargestellt, welche amtlichen Daten hinsichtlich Wohnungsmieten und Kaufpreisen von Wohnimmobilien gegenwärtig von der amtlichen Statistik bereitgestellt werden und ob diese Daten auch für einen räumlichen Vergleich geeignet sind. Das Kapitel gliedert sich deshalb in diese beiden Abschnitte, Mieten und Kaufpreise. Im Kapitel 5 wird dann auf das Angebot nichtamtlicher Stellen zu diesen Sachverhalten eingegangen.

3.1 Wohnungsmieten im Verbraucherpreisindex (VPI)

Die Statistischen Landesämter erheben vierteljährlich Mieten für sieben **Mietobjekte**,²⁹ sechs verschiedene Mietwohnungstypen sowie (erstmalig mit Umstellung des VPIs auf Basis 2005) vermietete Einfamilienhäuser³⁰ mit mehr als 100 m² Wohnfläche und 4 und mehr Zimmern. Die Beschreibung der Mietobjekte (vgl. Übersicht 3.1) ist überraschend allgemein gehalten und orientiert sich (abgesehen von den Einfamilienhäusern) lediglich an drei Merkmalen: dem Baujahr (Alt-/Neubau [vor/nach 1948]³¹), der Wohnungsgröße (≤ 70 bzw. > 70 m² [bzw. Zahl der Räume 3 oder 4]) und der Finanzierung bzw. Sozialbindung.³²

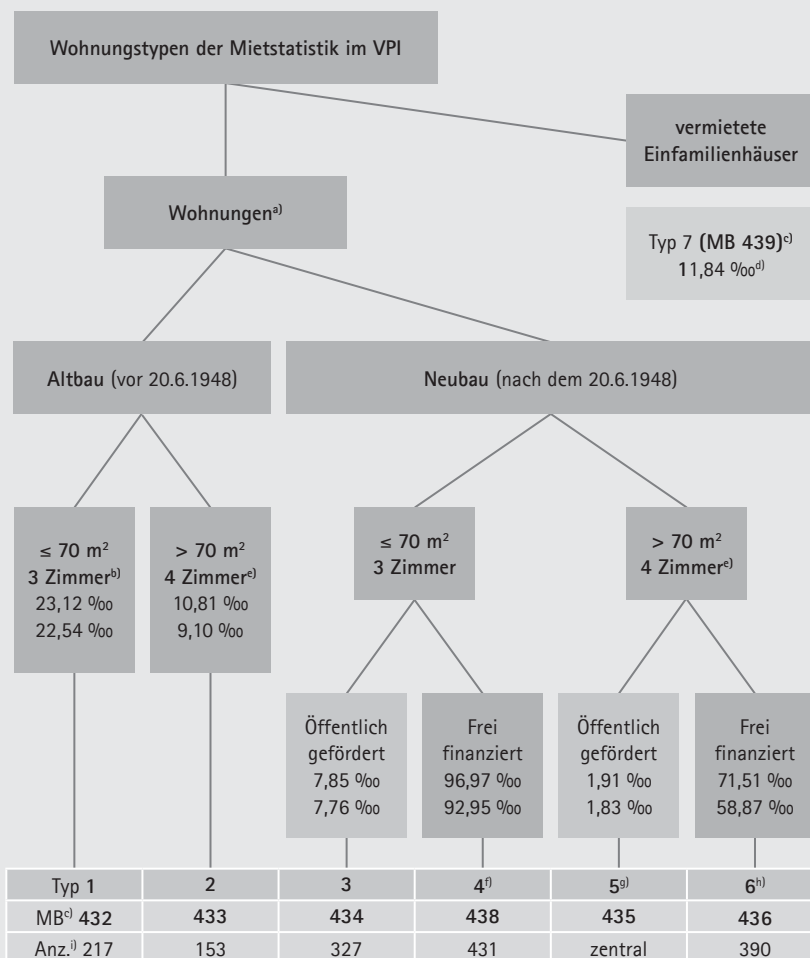
29 Die folgende Darstellung fußt in hohem Maße auf einem persönlichen Gespräch mit den Herren Marré, Dr. Steinell und Schmitt im LDS NRW am 12.8.2008.

30 Diese Position (Miete für ein leer vermietetes Einfamilienhaus) hat nach Übersicht 3.1 ein Gewicht von 11,84 %, und es werden in NRW aktuell 49 Objekte dieses Typs (Meldenummer 439) erhoben.

31 Das Datum 20.6.1948 bezieht sich auf die Währungsreform (Einführung der DM nach dem Krieg). Der Stichtag wird in der amtlichen Statistik (aber auch bei der Erstellung von Mietspiegeln) nicht selten verwendet.

32 Eine Beschreibung der dem VPI zugrunde liegenden Wohnungstypen findet sich auch bei Hoffmann/Kurz (2002: 9). Die im Folgenden (insbesondere in Übersicht 3.1) präsentierte Typenbeschreibung verdanken wir Unterlagen und mündlichen Informationen des Statistischen Landesamtes NRW.

Übersicht 3.1: Wohnungstypologie beim Verbraucherpreisindex (Anteile in ‰ beziehen sich auf Wägungsanteile [Kaltmiete] der Indizes 2000 = 100 [erste Zahl] und 2005 = 100 [zweite Zahl])



a) Nicht einbezogen: Untermieten, Mieten in möblierten Wohnungen und in Wohnheimen, verbilligt überlassene Werks- oder Dienstwohnungen.

b) Bis zu 3 Zimmer und bis zu 70 m² Wohnfläche, mit Küche, Bad und Sammelheizung; (nach früheren Beschreibungen auch oft charakterisiert als „ohne Bad und Zentralheizung“, alle anderen Wohnungstypen wurden dagegen auch früher schon stets mit Bad und Zentralheizung beschrieben). Seit 2000 (Meldebogenreform 1999) werden nur noch Wohnungen mit Bad und Zentralheizung betrachtet.

c) Meldebogennummer.

d) Wägungsanteil im Index 2005 = 100 (dort erstmals einbezogener Objekttyp).

e) Oder: „2 und mehr Zimmer“.

f) Wohnungstyp 4 (Meldenummer 438): mit Balkon oder Loggia in einem Mehrfamilienhaus.

g) Für diesen Wohnungstyp werden Mietdaten zentral vom Bundesamt, nicht dezentral von den Statistischen Landesämtern erhoben.

h) Mit Garage, Balkon oder Loggia in einem Mehrfamilienhaus.

i) Anzahl der Objekte dieses Typs, die in die laufende vierteljährliche Mietenstatistik des Landes NRW eingehen.

Übersicht 3.1 enthält auch die Anzahl der Wohnungen, die der Verbraucherpreisstatistik der insgesamt 20 Berichtsgemeinden im Land NRW zugrunde liegen.³³ Es besteht schon ein gewisser Zusammenhang zwischen dem Gewicht (der Relevanz) eines Wohnungstyps und der Anzahl der in der Mietstatistik berücksichtigten Objekte dieses Typs. Wie die Abbildung im Anhang Nr. 1 zeigt, korrelieren die Gewichte (im Index zur Basis 2005) mit der Anzahl der Wohnungen mit $r = 0,8005$ ($r^2 = 0,6408$).³⁴

Die Wohnungstypologie beim VPI erscheint uns etwas altertümlich. Sie ist offenbar angelehnt an die Wohngeldstatistik und besteht weitgehend unverändert schon für eine ziemlich lange Zeit (vgl. den Exkurs hierzu).³⁵

Auffallend ist die starke Betonung des Unterschieds zwischen öffentlich geförderten und frei finanzierten Wohnungen,³⁶ die vielleicht nicht mehr zeitgemäß sein dürfte. Ähnliches gilt für die Unterscheidungen beim Baualter (vor und nach 1948). Hinsichtlich der Baualtersstufen dürften andere Klassenbildungen aussagefähiger sein. Insbesondere in den 80er und 90er Jahren sind hinsichtlich Bauausführung und Ausstattung gravierende Änderungen eingetreten.

Exkurs zur Geschichte der Wohnungstypologie

In Angermann (1985) ist zu erfahren, dass von 1950 bis 1964 nur drei Wohnungstypen betrachtet wurden, bei denen jeweils Einzelraumheizung (Ofenheizung) vorlag. Sie seien 1a und 3a genannt, weil sie ansonsten den Typen 1 und 3 der Übersicht 3.1 ähneln, und der dritte Typ war eine Variante von 1a ohne Bad (1b genannt). 1964 kamen zu den drei Typen 1a, 1b und 3a zwei Wohnungstypen mit Zentralheizung hinzu (nach der Unterscheidung von Übersicht 3.1 entspräche das den Typen 3 und 6). Freifinanzierte Wohnungen wurden Anfang der 1960er Jahre erstmals in die Erhebung einbezogen.³⁷

33 Die 20 Berichtsgemeinden in NRW sind geordnet nach den Größenklassen 1 bis 5: (1) Köln, Essen, Dortmund, Düsseldorf, Bochum, (2) Wuppertal, Bonn, Aachen, Krefeld, Hagen, Solingen, (3) Siegen, Moers, Düren, Unna, Herford, (4) Kleve, Coesfeld, (5) Warendorf, Höxter.

34 Die entsprechende Berechnung mit dem Wägungsschema der Basis 2000 ergab noch eine etwas größerer Korrelation von 0,8091 ($r^2 = 0,6546$). Für Wohnungstypen mit relativ größerer Bedeutung (größerer Wägungsanteil), wie etwa Typen 4 und 6 (MB Nr. 438 und 436), werden schon mehr Preisrepräsentanten einbezogen als für Wohnungen mit geringerem Wägungsanteil (Typ 2, MB Nr. 433). Wir konnten jedoch nicht feststellen, ob – wie von uns vermutet – in größeren Städten die Mieten von mehr Wohnungen eines Typs erhoben werden als in kleineren Gemeinden, und auch nicht, nach welchen Kriterien die Zahl der erhobenen Wohnungen festgelegt wird. Die Berichtsgemeinden hatten bis zur Entlassung aus der Auskunftspflicht zum 1.1.2007 die Möglichkeit, mehr oder weniger Mieten zu melden und bei der Auswahl der Befragten mitzuwirken.

35 Ähnlich alt, wenn nicht noch erheblich älter, dürfte auch die Auswahl der Berichtsgemeinden sein. In dieser Hinsicht ist jedoch mit Einführung des Regionsmodells (vgl. Exkurs) mit erheblichen Änderungen zu rechnen.

36 Nach dem zitierten Bericht des BBR ist die Bedeutung des sozialen Wohnungsbaus für den Mietwohnungsmarkt in Deutschland recht unterschiedlich (sie ist fast nur in NRW und Teilen Schleswig Holsteins ausgesprochen groß) und im Vergleich zum Ausland mit ca. 21 Prozent nicht sehr hoch (Frankreich über 40 % und Vereinigtes Königreich fast 2/3). Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2007: 261).

37 Auskunft von Herrn T. Krämer, StBA. Herr Krämer wies auch auf Folgendes hin: Bei der Meldebogenreform 2000 im Jahr 1999 wurde die Beschreibung der Wohnungstypen weiter gefasst (≤ 70 bzw. > 70 m²), um kleinere Wohnungen nicht auszuschließen. Vorher waren die Flächen der Wohnungstypen mit 50 m² bis 70 m² und mehr als 70 m² bis 100 m² vorgegeben.

Angermanns Vorschlag, nach Erkenntnissen der 1 Prozent-Wohnungsstichprobe 1978 insgesamt zehn Typen zu unterscheiden,³⁸ konnte nicht realisiert werden. Das gilt auch für seine Vorstellungen, mit Wohnungszählungen Möglichkeiten zu schaffen, um echte Stichproben (mit Rotation) in der Mietenstatistik des VPI zu implementieren. Neben Restriktionen des Datenschutzes scheiterten diese Ideen an personellen und finanziellen Limitationen und an Bedenken der bei der Auswahl der Befragten maßgeblich beteiligten Gemeinden. Nach Angaben von Angermann fußte seinerzeit die Mietenstatistik auf bundesweit ca. 12.000 Wohnungen (etwa ½ ‰ des damaligen Wohnungsbestands), also im Schnitt nur 2.400 Wohnungen für jeden der damals unterschiedenen fünf Typen (1b, 1a, 6, 3a und 3). Es ist klar, dass eine derartige Datenbasis kaum ausreichend sein dürfte für einen fundierten Vergleich des Mietniveaus von Gemeinden.³⁹

Hinsichtlich des reinen Preisvergleichs mag das Raster der Wohnungstypen ausreichend sein, damit die Befragten im Zeitablauf Angaben zu jeweils den gleichen Wohnungen liefern, also nach dem matched models Verfahren vorgehen. Es ist aber zu grob und undifferenziert, um sicherzustellen, dass eine Wohnung des Typs x in Gemeinde y auch vergleichbar ist mit einer Wohnung des Typs x in Gemeinde z.

Nicht oder allenfalls implizit berücksichtigt werden Merkmale der Ausstattung und Lage⁴⁰ sowie Merkmale des Mietvertrags, wie etwa die Dauer eines Mietverhältnisses. Damit bieten sich auch kaum Möglichkeiten, die regionale Vergleichbarkeit zu prüfen oder hedonische Methoden anzuwenden, um rechnerisch Objekte vergleichbar zu machen, einfach weil keine über die Typenbeschreibung hinausgehende preisbestimmende Merkmale zusätzlich zum Mietpreis erhoben werden. Weil die Mietdauer nicht betrachtet wird, ist es beispielsweise auch nicht möglich, Korrekturen vorzunehmen, um Neuvermietungs- und Bestandsmieten besser vergleichbar zu machen.⁴¹

38 Mit drei Baualtersklassen für Baujahre nach 1949.

39 Angermann bezeichnete selbst das amtliche Datenangebot als „dürftig“. Historisch interessant ist es auch, dass er vor über 20 Jahren für „flächendeckend“ und „bundesweit nach einheitlichen Verfahren“ erstellte Mietspiegel plädierte, die mit einer entsprechend differenzierteren laufenden Mietenstatistik des VPI fortgeschrieben werden könnten, was insgesamt billiger käme als der (offenbar schon seinerzeit) immense Aufwand, der auf kommunaler Ebene mit der Erstellung von (nicht vergleichbaren) Mietspiegeln betrieben wird.

40 Beispiele: das Geschoss, in dem sich die Wohnung befindet, die Größe des Hauses, die Nähe zur Innenstadt, verkehrstechnische Anbindung etc.

41 Ohne entsprechende Korrekturen können sich die Durchschnittsmieten zweier Gemeinden allein dadurch unterscheiden, dass die Struktur in Bezug auf Neuvermietung vs. Bestand unterschiedlich ist. Erfahrungsgemäß zahlt ein Mieter zu Beginn seines Mietverhältnisses eine relativ hohe Miete, sie ist jedoch (bei Anhebung des generellen Mietniveaus „am Markt“ und wegen der bekannten Schwierigkeiten einer Mieterhöhung) relativ günstig, wenn er länger in der Mietwohnung wohnt. Dieser Aspekt des „tenancy discounts“ oder eines „Bonus für Sesshaftigkeit“ wird bei Behring (1988) und Hoffmann/Kurz (2002) besonders hervorgehoben.

Renovierungen werden allerdings als Qualitätsveränderungen berücksichtigt.⁴² Verglichen mit anderen Positionen, deren Gewicht im Index erheblich kleiner ist als das der Nettomieten, wird in diesem Bereich erstaunlich wenig getan, um den reinen Preisvergleich sicherzustellen.

Ein Mieterwechsel sollte i. d. R. an der Einbeziehung einer Wohnung nichts ändern. Man ist bemüht, die gleiche Wohnung in der Erhebungsgesamtheit beizubehalten. Wird eine Wohnung z. B. durch Abbruch oder Umwidmung⁴³ nicht mehr vermietet, oder steht sie längere Zeit leer, so ist sie durch eine Wohnung gleichen Typs⁴⁴ zu ersetzen.

Es ist dann davon auszugehen, dass die Befragten die Miete einer vergleichbaren Wohnung melden. Schwierigkeiten mit der Aufrechterhaltung einer konstanten Teilgesamtheit (von Stichprobe kann wohl nicht gesprochen werden) von Mietobjekten gibt es jedoch, wenn Verkäufe größerer „Pakete“ von Wohneinheiten erfolgen und das Amt (noch) nicht in Kontakt mit dem Käufer ist, da dieser teilweise nur sehr schwer oder gar nicht ermittelt werden kann. Es ist für das Amt offenbar in vielen Fällen nicht einfach, den neuen Eigentümer zu ermitteln.

Bei den **Befragten** der Mietstatistik dürften aus erhebungspraktischen Gründen Großvermieter (Wohnungsgesellschaften) dominierend sein. Die Befragung erfolgt ausschließlich schriftlich und nur bei Vermietern und seit 2005 direkt durch das Landesamt, nicht mehr mit Einschaltung der Gemeinden. Das entsprechende Erhebungsformular in NRW ist im Anhang Nr. 7 wiedergegeben. Es gibt daher auch kein Erhebungspersonal, das im Hinblick auf methodische Einheitlichkeit geschult werden müsste.⁴⁵ Eine Begehung von Wohnungen, die ohne Zustimmung der Mieter ohnehin nicht möglich ist, findet nicht statt.⁴⁶ Mieter werden im Rahmen der Erhebung, wie gesagt, zurzeit auch gar nicht befragt.⁴⁷ Die Gemeindeergebnisse werden zu Landesmesszahlen⁴⁸ und diese zur Bundesmesszahl⁴⁹ zusammengeführt.

42 Anders als Renovierungen (Modernisierungen) wird die Wohnwertminderung durch Alterung der Wohnung nicht berücksichtigt.

43 In eine Eigentumswohnung und anschließende Eigennutzung des Vermieters.

44 D. h., gleiche Gemeinde, Größe, Baualterklasse und Art der Preisbildung (freifinanziert, öffentlich gefördert).

45 Bei den Arbeiten, die die amtliche Statistik in der Vergangenheit speziell für den räumlichen Vergleich durchgeführt hatte, wurde neben einer speziellen Warenliste auch stets ein eigens hierfür rekrutiertes und geschultes Erhebungspersonal bereitgestellt. Vgl. Angermann (1985), Rostin (1979), Ströhl (1994), von der Lippe/Breuer (2008a, 2008b).

46 Unsere Gesprächspartner im LDS NRW haben eine klarere Regelung der Auskunftspflicht durch eine Novellierung des Preisstatistikgesetzes von 1958 für sehr wünschenswert gehalten.

47 Es gibt aber Überlegungen aus dem access panel, der Datenbank auskunftsbereiter Haushalte aus dem MZ, auch Privathaushalte für die Befragungen zu gewinnen.

48 Bei impliziter Gewichtung mit der Gemeindegröße.

49 Explizite Gewichtung mit dem Anteil des Landes am Privaten Verbrauch (früher mit der Einwohnerzahl). Vgl. Egner (2003: 423 ff.), Egner/Hannappel (2004: 1036 ff.).

Die Befragten melden die **Nettomiete** (genauer: Änderungen derselben) von Wohnungen, die von ihnen als Repräsentanten für den betreffenden Wohnungstyp ausgewählt werden. Hinsichtlich der **Nebenkosten** werden ausschließlich externe Quellen benutzt, d. h. Daten aufgrund von Auswertungen von Gebührenordnungen bei den Kommunen und Wirtschaftsbetrieben beschafft und Preisangaben aus dem Internet gesammelt, um z. B. Kosten für den Strom- und Gasverbrauch für bestimmte typisierte „Bedarfsfälle“ bestimmen zu können. Preisänderungen werden zum Zeitpunkt der Gebührenänderung in der Berichtsgemeinde umgesetzt. Die Nachweisung im Index ist somit aktuell.

Plausibilitätskontrollen werden vorgenommen, wobei das Augenmerk auf (quasi einer Sichtkontrolle) gemeldeten Veränderungsdaten und dem (ex post) Vergleich mit Ergebnissen anderer Landesämter liegt. Es gibt jedoch keine systematische Auswertung externer, insbesondere nichtamtlicher Informationen (etwa SOEP, Makler, Verbände usw.) zu diesem Zweck. Die Durchführung weitergehender **Analysen**, wie z. B. auch die Aktualisierung des Wägungsschemas bei Verwendung von Daten der verschiedensten amtlichen Quellen (Mikrozensus Zusatzerhebung, Laufende Wirtschaftsrechnungen, EVS usw.) ist Sache des Bundesamtes. Ein Landesamt ist hierzu personell nicht entsprechend ausgestattet.

Im Rahmen der Kooperation der Landesämter (vgl. von der Lippe 2006a, 2006b) ist das Bayerische Landesamt für die zentrale IT-Produktion (Verbundprogramm) und Datenhaltung zuständig. Über die monatliche Indexberechnung hinausgehende Auswertungen der Daten eines Landesamts machen Sonderauswertungen erforderlich.

Exkurs: Auswahl der Berichtsgemeinden und Einführung des Regionsmodells in der Verbraucherpreisstatistik

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass die Auswahl der Berichtsgemeinden für den VPI insgesamt und damit auch für die in ihm enthaltene Mietkomponente (ähnlich wie auch die Wohnungstypologie) wohl mehr „nur historisch“ zu verstehen ist.⁵⁰ Die Frage ist bedeutsam, weil nach unserer Vorstellung hinsichtlich der zu betrachtenden Gemeinden ein künftiger RPI mit

50 Thomas Krämer vom Statistischen Bundesamt gab uns hierzu die folgenden Auskünfte: Die Auswahl der Erhebungsgemeinden ist heute nicht mehr nachvollziehbar. Teilweise sind es die Gemeinden, in denen bereits in den 1920er Jahren Preise erhoben wurden. In dem „Vierteljahressheft zur Statistik des Deutschen Reiches“ (Heft 4, 1934) wird von einer Erhebung in 72 Städten berichtet. Im ersten Wista-Aufsatz (Heft 3, Juni 1949) wird die Organisation der Preiserhebung in 92 Gemeinden kurz beschrieben. Nach der Erweiterung des Gebietsstandes der Bundesrepublik um das Saarland und der Einbeziehung West-Berlins wurden die Verbraucherpreise im früheren Bundesgebiet in 118 Gemeinden erhoben. In den neuen Bundesländern wurden die Verbraucherpreise ab Mai 1990 in allen Bezirksstädten und den meisten Stadtkreisen der ehemaligen DDR erhoben. Ausschlaggebend für die Auswahl der Gemeinden war die zentrale Organisation der Statistik innerhalb der zentralen Planungsbehörde der DDR.

dem laufenden VPI weitgehend übereinstimmen sollte. Das Problem erscheint jedoch in einem anderen Licht, wenn man bedenkt, dass auch beim VPI in dieser Hinsicht erhebliche Veränderungen anstehen.

Die Mietangaben beziehen sich bislang nur auf Objekte innerhalb der Grenzen einer Berichtsgemeinde. Dem Umstand, dass ein Zentrum auf die Peripherie ausstrahlt und damit, z. B. im Falle von Düsseldorf auch in Mettmann oder Ratingen, die Mieten wegen der Nähe zu Düsseldorf hoch sind (bzw. höher als in ähnlich großen Gemeinden, die jedoch nicht in der engeren Umgebung eines Zentrums liegen), konnte bisher nicht Rechnung getragen werden.

Im sog. „Regionsmodell“⁵¹ soll das Gebiet eines Bundeslandes nach Regionen, auf die sich die Preiserhebung bezieht, geschichtet werden. Die Erhebung ist damit nicht mehr auf Gemeinden konzentriert, sondern flächendeckend auf Regionen bezogen, wobei eine oder mehrere Gemeinden eine Region repräsentieren können. Unter „Regionen“ sind die 97 Raumordnungsregionen nach Definition des BBR zu verstehen.⁵² Zur „siedlungsstrukturellen“ Beschreibung einer Region und ihrer Kreise unterscheidet das BBR sieben Regionstypen⁵³ und neun Kreistypen. Je nachdem ob in einem Bundesland nur eine Stadt oder alle in einem Land vorhandene Regionstypen oder alle Regionen (und damit auch alle Regionstypen⁵⁴) oder auch innerhalb einer Region die verschiedenen Kreistypen repräsentiert sein sollen, kann sich die Preisstatistik künftig auf 16 (Modell „eine Stadt je Land“) bis ca. 207 („alle Kreistypen in allen Regionen“⁵⁵) Erhebungsgebiete beziehen.⁵⁶

51 Eine erste Darstellung dieser Konzeption findet man in Linz/Dexheimer (2005: 584). Zum gegenwärtigen Zeitpunkt handelt es sich bei dem oben Dargestellten weitgehend um Reformüberlegungen und Planungen (die erst 2010 Platz greifen sollen). Ideal wäre eine Einbeziehung der Mieten je Kreistyp gemäß der Klassifikation der Kreise in den Raumordnungsregionen. Innerhalb der Raumordnungsregionen soll letztendlich jeder Kreistyp mit einer angemessenen Zahl von Preisreihen vertreten sein. Dieses wird mit der beabsichtigten methodischen Umsetzung in das Regionsmodell vorgenommen.

52 Mit den 97 Raumordnungsregionen ist das Bundesgebiet abgedeckt. Derartige Regionen sollen etwa vier bis fünf Kreise umfassen und „funktional zusammenhängende Gebiete“ darstellen. „Aufgrund der heute sehr hohen Mobilität der meisten Verbraucher kann ... von weitgehend homogenen Preisentwicklungen innerhalb der Region ausgegangen werden“ (Linz/Dexheimer 2005: 584), so dass für viele Güter des VPI die Region die bessere Bezugseinheit sein dürfte als die Gemeinde. Es kann aber auch sein, dass eine Region durch eine bisherige Erhebungsgemeinde repräsentiert werden kann, so dass sich dann erhebungstechnisch nichts ändern würde.

53 Von 1. Hochverdichtete Agglomerationsräume bis 7. Ländliche Räume geringer Dichte.

54 Und dann sind gleiche Regionstypen auch mehrfach nicht nur einmal vertreten.

55 Gibt es in einer Raumordnungsregion verschiedene Kreistypen, dann sollte die Raumordnungsregion auch durch mehr als nur eine Erhebungsgemeinde repräsentiert sein. Linz/Dexheimer (2005: 585) schlagen diese Modellvariante mit 207 Erhebungsgemeinden explizit vor „für Güter, bei denen die Preisentwicklung besonders hohe regionale Unterschiede aufweist, ..., etwa für Mieten“.

56 Zu weiteren Einzelheiten vgl. Linz/Dexheimer (2005). Die Darstellung deckt sich nicht vollständig mit der in Tabelle 5.1 (Kapitel 5.2) referierten Terminologie des BBR. Es ist anzunehmen, dass die Überlegungen auf diesem Gebiet „im Fluss“ sind und deshalb Unterschiede zwischen älteren und neueren Begrifflichkeiten existieren. Es würde den Rahmen dieses Gutachtens sprengen, wenn wir hierauf weiter eingehen würden.

3.2 Immobilienpreise⁵⁷

Im Jahr 2002 begann die deutsche amtliche Statistik im Rahmen eines europäischen Pilotprojekts die Konstruktion eines „Preisindex für selbstgenutztes Wohnungseigentum“ (kurz „Häuserpreisindex“ HPI). Hinsichtlich der Wohnobjekte umfasst der HPI sowohl Ein- und Zweifamilienhäuser als auch Eigentumswohnungen (Geschosswohnungsbau) mit den drei Erwerbsfällen „Eigenbau“ (EB) in konventioneller Bauweise, „Fertigteilbau“ (FB) und „schlüsselfertiges Bauen“ (SB).⁵⁸

Während man entschied, die für den Index erforderlichen Daten in den Fällen EB und FB aus den Baupreisindizes⁵⁹ gewinnen zu können, musste im Fall des SB eine Möglichkeit gesucht werden, Daten der geforderten Qualität zu gewinnen, ohne ein spezielles aufwändiges System von Primärerhebungen aufbauen zu müssen. Das StBA entschied sich beim schlüsselfertigen Erwerb von neu erstellten

- Ein- und Zweifamilienhäusern und
- Eigentumswohnungen

also im Falle von SB für eine zentrale Sammlung⁶⁰ und Auswertung von Datenmaterial der „Gutachterausschüsse für Grundstückswerte“, die u. a. „Kaufpreissammlungen“ anlegen, Bodenrichtwerte ermitteln und Verkehrswertgutachten erstellen. Die damit verbundenen Probleme sind jedoch, dass⁶¹

- Gutachterausschüsse in den Bundesländern sehr unterschiedlich organisiert sind, und ihr Datenmaterial außerordentlich heterogen ist und die Aktualität der Daten sich teilweise erheblich unterscheidet, und
- die unabhängigen Ausschüsse auf freiwilliger Basis mitwirken, die Auswahl der Kauffälle, über die sie berichten, unterschiedlich groß ist⁶² und damit die regionale Abdeckung noch unzureichend ist.

Die bei einem RPI geforderten Bedingungen einer dauerhaften Lieferung vergleichbarer und regional hinreichend tief gegliederter Daten (Axiom A3) sind somit offenbar noch nicht ausreichend erfüllt. Gegenüber alternativen kommerziellen Daten haben die Daten der Gutachterausschüsse wohl den Vorteil, dass sie einen eher amtlichen Charakter haben und es im Sinne von Axiom A6 erlauben, die Immobilien

⁵⁷ Zu Immobilienpreisindizes der Bundesbank und anderer Stellen vgl. Kapitel 5.

⁵⁸ In diesem Fall wird ein Grundstück erworben und bebaut von einem Bauträger, der anschließend die Bauten „schlüsselfertig“ verkauft.

⁵⁹ Leifer (2004: 447 f.) nennt eine Reihe von Gründen weshalb von den Baupreisindizes, die primär die Baukosten widerspiegeln, nicht ohne weiteres auf Immobilienpreise geschlossen werden kann. Auch bei Rady/RuBig (2004) werden zahlreiche kritische Einwände gegenüber der Baupreisstatistik erhoben.

⁶⁰ Verbunden mit dem Aufbau einer speziell hierfür konstruierten Datenbank im StBA.

⁶¹ Vgl. Dechent (2004: 1299 ff.) und Dechent (2006: 1285 ff.)

⁶² Es sind teilweise nur wenige Kauffälle, so dass die betrachteten Gesamtheiten zu klein sein dürften, um mit ihnen Vergleiche des Immobilienpreisniveaus zwischen Gemeinden anstellen zu können.

bei jedem Kauffall mit relativ vielen Erhebungsmerkmalen zu beschreiben, ein nicht unwichtiger Gesichtspunkt bei der Anwendung hedonischer Methoden beim SB.⁶³ Als eine Besonderheit des Häuserpreisindexes wird verschiedentlich hervorgehoben (Hoffmann/Lorenz 2006: 17), dass er unter den preisbestimmenden Merkmalen als Indikator für die (Qualität der) Lage einer Immobilie die relativen Bodenrichtwerte⁶⁴ sowie den Kreistyp (in der Typologie des BBR) heranzieht.

Im Unterschied zu Mieten, die stets (kontinuierlich) anfallen, wenn ein Objekt vermietet ist, gibt es Transaktionspreise nur im Falle eines Kaufes, also diskontinuierlich, so dass die Anwendung der matched model Methode und die Erfüllung von Axiom A3 im Fall der Immobilienpreise schwieriger ist als bei einer Statistik der Mieten.

In der zweiten Projektphase (ab 2006)⁶⁵ konnten auch erstmals beim SB die Kaufpreise um die anteiligen Grundstückswerte bereinigt werden,⁶⁶ und es wurde möglich, nicht nur Preise für Neubauten, sondern auch für Bestandsimmobilien in die Statistik einzubeziehen (auch hier wieder durch Datenabfrage bei den Gutachterausschüssen). Es hat sich gezeigt, dass sich die Preise der beiden Marktsegmente (Neubauten und Bestandsimmobilien) deutlich unterschiedlich entwickelten, ganz abgesehen von der unterschiedlichen Transaktionshäufigkeit. Das macht erneut deutlich, dass eine entsprechende Differenzierung sehr notwendig ist.⁶⁷

Das gravierendste Problem beim amtlichen Häuserpreisindex (einschließlich schlüsselfertiger Eigentumswohnungen) dürfte die Abhängigkeit von den (z. Zt. noch) freiwilligen Meldungen⁶⁸ der Gutachterausschüsse sein, die zur Unvollständigkeit der regionalen Abdeckung (Axiom A7b verletzt) führt.⁶⁹ Andererseits bieten die Daten aber wegen der Vielzahl preisbestimmender Merkmale gute Möglichkeiten, die Preise hinsichtlich der Qualität der Immobilie (rechnerisch) vergleichbar zu machen (Axiom A6 erfüllt).

Im Kapitel 5 wird auf alternative, meist nichtamtliche, Datensammlungen zu Mieten und insbesondere Preisen von Immobilien eingegangen.

63 In Dechent (2004) und (2008) wird detailliert auf die Anwendung der hedonischen Regression beim Häuserpreisindex eingegangen.

64 Würde man die absoluten Werte nehmen, hätte man einen inflationsabhängigen Regressor in der hedonischen Gleichung. Vgl. Dechent (2004: 1301; 2006, 2008).

65 Vgl. Dechent (2006, 2008). Als weitere Projekte werden vom StBA zwei Preisindizes genannt, einer für die Nebenkosten beim Immobilienerwerb und einer für Großreparaturen, Umbauten und Instandsetzung.

66 Die beim EB und FB benutzten Baupreisindizes enthalten ohnehin nicht die Grundstückspreise. Zu dem u. a. für die Bereinigung vom Grundstücksanteil beim SB entwickelten Preisindex (eher ein Durchschnittswertindex) für Grundstückspreise vgl. Vorholt (2008).

67 Vgl. Dechent (2006). Zu ähnlichen Ergebnissen gelangt auch die Bundesbank bei Betrachtung der von ihr benutzten Daten der BulwienGesa AG, vgl. Leifer (2004) und Hoffmann/Lorenz (2006).

68 Eine EU-Rechtsgrundlage zur Auskunftspflicht ist laut StBA in Vorbereitung.

69 Andere Aspekte, die von der Bundesbank hervorgehoben werden, wie die nur jährliche Periodizität dürften für einen RPI nicht nachteilig sein. Ein weiterer Nachteil dürfte nach Auskunft von Frau Sonja Hampe (BulwienGesa AG) sein, dass die Gutachterausschüsse größere Paketverkäufe nicht (ausreichend) beachten.

4 Weitere amtliche statistische Quellen zur Wohnsituation und zu Mieten

Neben der im 3. Kapitel ausführlich beschriebenen Berücksichtigung der Mieten und des selbstgenutzten Wohneigentums in der amtlichen Verbraucherpreisstatistik, gehören Merkmale des Themenkomplexes „Wohnen und Wohneigentum“ noch in weiteren Erhebungen der amtlichen Statistik zum Merkmalskatalog. Diese Erhebungen sollen im Folgenden kurz vorgestellt werden, und es soll beschrieben werden, in wie weit sich diese als Quellen für Preisdaten, zur Berechnung eines Wägungsschemas oder zur Plausibilitätsprüfung für einen RPI eignen.

4.1 Mikrozensus-Zusatzerhebung: „Wohnsituation in Deutschland“

Diese Zusatzerhebung zur jährlich stattfindenden 1 Prozent-Haushaltsstichprobe des Mikrozensus findet alle 4 Jahre, zuletzt 2006, statt.⁷⁰ Da jedes Jahr ein Viertel der in der Stichprobe enthaltenen Auswahlbezirke ausgetauscht wird (Rotationsviertel), verbleibt jeder Haushalt 4 Jahre in der Stichprobe und nimmt somit auch einmal an der Zusatzerhebung „Wohnsituation in Deutschland“ teil. Im Gegensatz zur Hochrechnung des jährlich durchgeführten Grundprogramms, wird die Hochrechnung der Ergebnisse dieser Zusatzerhebung mithilfe der amtlichen Wohnungsbestandsfortschreibung erstellt.⁷¹ Ziel der Zusatzerhebung ist es, die für die Wohnsituation relevantesten Merkmale einer Wohnung bzw. eines Gebäudes abzubilden:

- Anzahl der Wohnungen im Gebäude
- Baujahr des Gebäudes
- Wohnfläche
- Heizungssystem
- für die Heizung verwendete Energieart
- vermietete oder vom Eigentümer selbst genutzte Wohnung
- Höhe der Bruttokaltmiete.⁷²

70 Eine ausführliche Darstellung der Ergebnisse der Zusatzerhebung „Wohnsituation in Deutschland“ für 2006 findet sich bei Timm (2008).

71 Der Wohnungsbestandsfortschreibung dienen als Grundlagen die letzten Ergebnisse der Gebäude- und Wohnungszählung (1987, bzw. 1995 in den neuen Bundesländern), die mithilfe der Bautätigkeitsstatistik fortgeschrieben wird. Die Wohngebäude werden dabei in drei Größenklassen gegliedert (eine Wohnung, zwei Wohnungen, drei oder mehr Wohnungen je Gebäude).

72 Die Bruttokaltmiete unterscheidet sich von der Nettokaltmiete durch die Nebenkosten (die sog. „Betriebskosten“) und Umlagen. Die Nettokaltmiete (auch Grundmiete genannt) ist gemeint bei der COICOP Position 041 und auch den Mietspiegeln zugrunde zu legen (vgl. von der Lippe 2006c: 12).

Die regionale Gliederungstiefe aller Mikrozensus-Ergebnisse ist durch das Erhebungsdesign begrenzt, da es sich um eine einfach geschichtete Flächenstichprobe (Klumpenstichprobe) handelt. Dabei werden Auswahlbezirke (Klumpen) zufällig ausgewählt, in denen dann *alle* dort lebenden Haushalte befragt werden. Die Zahl und Größe der Auswahlbezirke ist dabei proportional zur Einwohnerzahl der Bundesländer, so dass hochgerechnete Ergebnisse auf der Ebene der Bundesländer, der Regierungsbezirke und teilweise sogar für kleinere Regionen unterhalb der Regierungsbezirksebene veröffentlicht werden können. Eine tiefere regionale Gliederung der Ergebnisse bis auf Stadt- oder Kreisebene ist allerdings nicht möglich.⁷³ Da es beim Mikrozensus vor allem um die Flächenabdeckung geht, ist allerdings nicht sichergestellt, dass auch mehrere Städte eines Regierungsbezirks (z. B. die VPI-Berichtsgemeinden Düsseldorf, Essen, Kleve und Krefeld, die alle zum Regierungsbezirk Düsseldorf gehören) zu den Erhebungsgemeinden zählen, so dass der für den RPI entscheidende Preisvergleich *zwischen* den Städten möglich ist (Axiom 7b verletzt).

4.2 Gebäude- und Wohnungszählung (GWZ)

Die Gebäude- und Wohnungszählung stellte bis jetzt eine Vollerhebung dar, die alle 10 Jahre zusammen mit der Volkszählung (VZ) durchgeführt werden sollte. Die letzten Ergebnisse liegen daher – wie bei der VZ – für das Jahr 1987 vor. Für die neuen Bundesländer liegen Ergebnisse aus dem Jahre 1995 vor, in dem eine GWZ mit leicht abgewandeltem Erhebungsdesign (teilweise persönliche Interviews, teilweise schriftliche Beantwortung) zur Erfassung des Gebäude- und Wohnungsbestandes in den neuen Bundesländern durchgeführt wurde. Die nächste GWZ soll im Rahmen des die klassische VZ ersetzenden registergestützten Zensus 2011 durchgeführt werden.⁷⁴ Dies soll in Form einer postalischen Befragung der etwa 17,5 Mio. Gebäude- und Wohnungseigentümer (Totalerhebung) geschehen, deren Anschriften aus einem noch im Aufbau befindlichen **Gebäude- und Wohnungsregister** gewonnen werden sollen.⁷⁵ Der Aufbau und die Pflege eines solchen Registers könnten bei der Abgrenzung der Grundgesamtheit beim Ziehen einer Stichprobe zur Erstellung von Mietspiegeln und möglicherweise auch im Rahmen eines RPI von großem Nutzen sein. Bei der GWZ im Rahmen des Zensus 2011 werden folgende Merkmale erhoben

- Gebäudeart
- Baujahr
- Bauweise

73 Zum Stichprobendesign des Mikrozensus vgl. Lotze/Breiholz (2002a, 2002b).

74 Ergebnisse des 2001 durchgeführten Zensustests finden sich bei Ginter (2004).

75 Durch das am 13.12.2007 in Kraft getretenen Zensusvorbereitungsgesetz ist die rechtliche Grundlage für ein solches Gebäude- und Wohnungsregister geschaffen worden.

- Eigentumsverhältnis
- Heizungsart
- Fläche
- Raumzahl
- Ausstattung mit Bad und WC
- und Nutzungsart (vermietet, leerstehend etc.),

nicht jedoch die Höhe der Miete. Es bleibt abzuwarten, welche Qualität der Ergebnisse durch dieses 2011 erstmals angewendete Erhebungsdesign erzielt werden kann und wie tief sich diese Ergebnisse fachlich und regional gliedern lassen werden. Aus den Diskussionen bei der Erstellung von Mietspiegeln sind die unterschiedlichen Sichtweisen bezüglich der Qualität von Haushaltsangaben (also oftmals der Mieter einer Wohnung) im Vergleich zu Eigentümerangaben schon bekannt. Für die als Totalerhebung des gesamten Wohnungs- und Gebäudebestandes konzipierte GWZ hat das Konzept der Eigentümerbefragung klare Vorteile, da auch nur so Ergebnisse über Leerstände geliefert werden können. Als Datenquelle für eine laufende RPI-Berechnung kommt die GWZ wegen ihrer seltenen Durchführung (Axiom A3 verletzt) und der Unsicherheit über das zukünftige Erhebungsdesign sicherlich nicht in Frage, vielmehr kann sie bei der Festlegung der Merkmalsklassen (siehe Kapitel 6) hilfreich sein, da sie ein umfassendes Bild der Wohnsituation der Haushalte liefert.

4.3 Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und Laufende Wirtschaftsrechnungen (LWR)

Die alle 5 Jahre stattfindende EVS und die jährlich (mit Ausnahme der Jahre, in denen die EVS stattfindet) durchgeführte LWR erfassen in tiefer Gliederung die Konsumausgaben privater Haushalte in Deutschland (Inländerkonzept). Da beide Erhebungen als wichtige Datengrundlage zur Erstellung des Wägungsschemas der Verbraucherpreisstatistik dienen, werden auch Merkmale aus dem Bereich der Ausgaben für Wohnen erhoben. In Kombination mit den ebenfalls erhobenen sozio-demographischen Merkmalen, werden so in unregelmäßigen Abständen Sonderauswertungen zur Wohnsituation vorgenommen (vgl. beispielweise Kott/Behrends 2009). Diese geben vor allem Auskunft über die durchschnittliche Wohnfläche unterschiedlicher Haushaltstypen und die Bedeutung von Zweit- und Freizeitwohnungen. Bei der EVS werden folgende Merkmale zum Thema „Wohnen und Mieten“ erhoben:

- Baujahr des Gebäudes (bis 1948/1949 bis 1990/ab 1991)
- Eigentumsverhältnis
- Wohnfläche
- Heizsystem

- Energieart der Heizung
- Zweitwohnung (ja/nein)
- Garage, Stellplatz
- Mietzahlungen (aufgeschlüsselt nach der VPI-Klassifizierung der Wohnungstypen)
- Ausgaben für Wohnungsinstandhaltung
- Laufende Kosten für selbstgenutztes Eigentum
- Ausgaben für Strom, Gas und andere Brennstoffe.

Eine tiefe regionale Gliederung würde sich bei der EVS, aber besonders wohl bei der LWR, mit ihrem nur ca. 8.000 Haushalte umfassendem Stichprobenumfang, schwierig gestalten. Aufgrund der mangelnden Tiefe der regionalen Gliederung (Axiom 7b verletzt) und den bei der EVS langen Zeiträumen zwischen den Erhebungen, eignen sich sowohl die EVS als auch die LWR nicht zur Datenerhebung beim RPI, sondern nur zur Berechnung von Wägungsschemen und zur Plausibilitätskontrolle der Ergebnisse.

4.4 Wohngeldstatistik

Ziel der Wohngeldstatistik ist es, Aussagen über Anträge und Entscheidungen nach dem Wohngeldgesetz und über die persönlichen und sachlichen Verhältnisse der Wohngeldempfänger zu machen. Die Daten werden von den für die Gewährung von Wohngeld zuständigen Wohngeldstellen der Gemeinde-, Stadt-, Amts- oder Kreisverwaltung erhoben und vierteljährlich an die Statistischen Landesämter gemeldet.⁷⁶ Neben der Zahl der Empfängerhaushalte und ihren sozio-demographischen Merkmalen werden auch die folgenden, für den Wohnungsmarkt interessanten Merkmale erfasst:

- „Basismietstufe“, prozentuale Abweichung des Mietenniveaus vom Bundesdurchschnitt⁷⁷
- Bezugsfertigkeit der Wohnung (bis 1948, ab 1949)
- Art der Wohnförderung

76 Für eine Übersicht über die rechtlichen Grundlagen und den Empfängerkreis des Wohngeldes siehe Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (2008).

77 Die Zugehörigkeit einer Gemeinde zu einer der sechs Basismietstufen soll sich am örtlichen Mietniveau orientieren und wurde für die seit 2002 geltenden Mietstufen aufgrund von Daten der Wohngeldstatistik zum Jahresende 1999 festgelegt. Vgl. hierzu auch Haustein (2007: 204). Über die Methodik der Einstufung einer Gemeinde ist uns über Haustein (2007) hinaus nichts Näheres bekannt. Das Stufenschema dürfte für eine Betrachtung im Rahmen des RPI nicht brauchbar sein, weil sich die Wohngeldstatistik primär mit dem unteren Segment des Wohnungsmarkts befasst. Dass im Rahmen dieser Statistik oder mit Begrifflichkeiten, die für diese geschaffen wurden der Mietwohnungsmarkt einer Gemeinde nicht zutreffend erfasst wird, hat sich auch bei einem früheren regionalen Preisvergleich herausgestellt, bei dem Mieten der Wohngeldstatistik mit denen der Makler (seinerzeit RDM) und eigener Erhebungen der amtlichen Statistik verglichen wurden (Angermann 1989).

- Ausstattung (mit/ohne Bad, mit/ohne Sammelheizung)
- Tatsächlich benutzte Wohnfläche des reinen Wohngeldempfängerhaushaltes
- Bruttokaltmiete.

Bei den Ergebnissen der Wohngeldstatistik muss beachtet werden, dass diese stark von der aktuell gültigen Sozialgesetzgebung abhängen, was einen zeitlichen Vergleich erschwert. Die regionale Gliederung der Daten ist sehr tief, so dass von den Statistischen Landesämtern auch Ergebnisse auf Regierungsbezirks-, Kreis- und Gemeindeebene veröffentlicht werden. Allgemein kann davon ausgegangen werden, dass die Wohngeldstatistik fast ausschließlich das niedrige Preissegment des Wohnungsmarktes, mit tendenziell eher einfacher Ausstattung und schlechterer Lage abbildet. Daher könnten die Daten im Rahmen eines RPI auch nur zur Abbildung dieses Segmentes verwendet werden. Eine Beschränkung auf dieses Segment wäre aber nicht sinnvoll, da davon auszugehen ist, dass sich die Streuung der Mieten über die einzelnen Segmente des Wohnungsmarktes regional unterscheidet (siehe Axiom 7a). Regionale Unterschiede im Niedrigpreissegment können vermutlich auch nicht auf andere Segmente hochgerechnet werden.⁷⁸

5 Nichtamtliche statistische Quellen über Mieten und Immobilienpreise

5.1 Einführung: Strukturen und Beurteilungsmaßstäbe

In diesem Kapitel werden nichtamtliche Quellen für Daten über Mieten und Immobilienpreise behandelt. Dabei kommen sowohl Quellen zur Sprache, die vorwiegend oder ausschließlich für eines, Preise oder Mieten relevant sind,⁷⁹ als auch solche, bei denen beides, Preise und Mieten betrachtet wird (etwa die Anzeigenstatistiken von empirica und GEWOS oder Informationen von Maklern und der BulwienGesa AG).

Es gibt erheblich mehr umfassende Datenrecherchen auf dem Gebiet der nichtamtlichen Datenangebote bei Immobilienpreisen (vgl. Rady/Rußig 2004, Hoffmann/Lorenz 2006, Leifer 2004) als bei den Wohnungsmieten. Bei den Angeboten zu Immobilienpreisen ist jedoch zu berücksichtigen, dass diese Daten in der Regel im Hinblick auf ganz andere Auswertungsziele zusammengestellt wurden, als sie in dem vorliegenden Projekt des RPI im Vordergrund stehen. Entsprechend ist bei den Urteilen über die Datenproduzenten zu differenzieren. So mag z. B. die jeweils bei bestimmten Datenanbietern bemängelte

⁷⁸ Vgl. hierzu auch die Feststellungen Angermanns (1989: 260 f.)

⁷⁹ Das Erste trifft z. B. zu bei der „vdp Transaktionsdatenbank“, das zweite bei Mietspiegeln oder dem SOEP.

- Unvollständigkeit der regionalen Abdeckung des Datenangebotes (etwa keine Daten für Kleinstädte oder ländliche Regionen),⁸⁰ oder eine
- unbefriedigende Aggregation über die Gemeinden (mit Einwohnerzahlen statt Transaktionsvolumen [Umsätze] oder der Struktur des Wohnungs- und Gebäudebestandes)⁸¹ zu einem Preisindikator für die gesamte Bundesrepublik, oder
- die nicht als ausreichend empfundene Länge der Zeitreihe oder Periodizität des Datenangebots (etwa keine unterjährigen Daten)

bedenklich sein, wenn es gilt, mit den Daten gesamtwirtschaftliche Betrachtungen anzustellen und insbesondere Konjunkturschwankungen oder das Inflationspotenzial zu analysieren; aber diese Punkte sind als solche keine Mängel unter dem Aspekt des RPI.

Die Strukturen der in diesem Kapitel betrachteten Datenanbieter sind nicht einfach zu durchschauen, und die Unterscheidung zwischen in der Regel kommerziellen Institutionen, die

- von ihnen selbst (oder von mit ihnen eng zusammenarbeitenden Institutionen) erhobene Daten anbieten, also **Datenerheber** sind (Kapitel 5.2) und solchen Stellen, die
- mit Daten dieser Anbieter, zum Teil auch kombiniert mit eigenen Befragungen den Wohnungsmarkt analysieren, also primär **Auswerter** sind (Kapitel 5.3),

ist nicht voll befriedigend, wenngleich diese Unterscheidung der Strukturierung dieses Kapitels zugrunde liegt. Man kann insbesondere die erste Gruppe nicht einfach als „primäre“ Datenquelle bezeichnen, weil die Anbieter in diesem Bereich oft selbst wieder ihre Informationen aus anderen Quellen beziehen (z. T. mehrere Anbieter aus der gleichen Quelle). So ist z. B. die GEWOS GmbH ein Datenanbieter, der sich weitgehend stützt auf Angaben der Gutachterausschüsse (die auch in einem Teil des amtlichen „Häuserpreisindexes“, HPI genutzt werden), wobei diese wiederum ihre Informationen von den Notaren – als die „eigentliche“ oder „letzte“ Quelle – erhalten, bei denen sämtliche Kaufverträge gesammelt werden.⁸²

80 Dies wird von einigen Autoren bei den Daten der BulwienGesa AG bemängelt. So behaupten z. B. Rady/RuBig (2004), dass das Preisniveau von der BulwienGesa AG systematisch unterschätzt wird, weil dort die – relativ zu den größeren Städten – geringeren Immobilienpreise auf dem Lande unterrepräsentiert sind.

81 Die Gewichtung bei einer Mittelwertbildung mag bei einem nationalen Index für Immobilienpreise ein Problem sein. Im Zusammenhang mit dem RPI stehen aber zum einen Mieten und nicht Immobilienpreise im Vordergrund, und zum anderen ist das Wägungsschema durch die Vorgabe eines nationalen Warenkorbs vorgegeben.

82 Rady/RuBig (2004) unterscheiden zwischen primären und sekundären Informations-Sammelstellen. In dieser Terminologie wären im Beispiel der GEWOS allein die Notare die eigentliche (primäre) Quelle. Danach ergeben sich für Immobilienpreise fünf „primäre“ (oder letzte Quellen), nämlich 1. Notare, 2. Makler und Bausparkassen (Vermittlungsgeschäft), 3. Kreditinstitute einschl. Bausparkassen, 4. Verlage und Provider, die eine Plattform für Annoncen bieten und 5. Sachverständige (zu denen dann aber auch die Gutachterausschüsse zählen). Bei den Mieten wären entsprechend die letzten Quellen die befragten Vermieter (beim VPI) oder Mieter (bei der EVS oder dem SOEP).

5.2 Anbieter mit eigenen Datenerhebungen

Die amtliche Statistik kann den großen Bedarf an Daten über Mieten und Immobilienpreise nur sehr unvollständig abdecken. Deshalb konnten sich eine Reihe nicht-amtlicher Datenanbieter etablieren, die vielfältige Statistiken zum Wohnungs- und Immobilienmarkt bereitstellen.⁸³ Die Angebote unterscheiden sich teilweise sehr deutlich hinsichtlich der Art der Datenerhebung, der Periodizität, der räumlichen Gliederung und vor allem der Definition der erhobenen Merkmale. Im Folgenden sollen nun die wichtigsten dieser nichtamtlichen statistischen Quellen zum Wohnungsmarkt jeweils kurz beschrieben werden und ihre Besonderheiten im Hinblick auf eine mögliche Nutzung für einen RPI aufgezeigt werden.

5.2.1 BulwienGesa AG

Die Firma BulwienGesa AG erhebt seit 1990 für 125 Städte (darunter 100 westdeutsche und 25 ostdeutsche Städte) jährlich Mieten und Immobilienpreise und zwar

1. Kaufpreise für standardisierte, neuerrichtete Wohnimmobilien des folgenden Typs
 - a) Reihenhäuser, guter Wohnwert, mittlere bis gute Lage, ca. 100 m² Wohnfläche
 - b) ETW, guter Wohnwert, mittlere bis gute Lage, ca. 70 m² Wohnfläche
2. Wohnungsmieten für eine Standardwohnung in mittlerer bis guter Lage, ca. 70 m² Wohnfläche
 - a) Neubaumiete (Wohnung im Erstbezug)
 - b) Wiedervermietung (Wohnung im Bestand).⁸⁴

Nach Angaben der BulwienGesa AG im Internet⁸⁵ umfasst der Immobilienindex (mit den Teilindizes Wohnungsmarkt und gewerbliche Immobilien) insgesamt neun Segmente, neben den vier genannten, wie ETW [Neubau, Erstbezug etc. wie oben], Reihenhäuser und Wohnungsmieten (zwei Segmente) die folgenden fünf Segmente: Eigenheimgrundstücke, Ladenmieten in 1a Lagen, Ladenmieten in Nebenzentren, Büromieten und Gewerbegrundstücke.

83 Da sich das Angebot primär an Anleger wendet, stehen der Kauf und damit nicht Mieten, sondern die Immobilienpreise im Vordergrund.

84 Zur terminologischen Differenzierung auf diesem Gebiet siehe unsere Darstellung von Axiom A8. Nach Auskunft von Herrn Hoffmann (BBK) umfassen die Bulwien-Daten nur Neuvermietungen im Sinne von Punkt 1. Der von der Bundesbank in „Preisindikatoren für den Wohnungsmarkt“ (Monatsbericht September 2003: 58, FN 23) erwähnte spezielle „Index der Neumieten“ der BulwienGesa AG scheint demnach nur Mieten im Sinne von 1a und 1b (als ungewogenes Mittel) zu enthalten, nicht aber Mieten im Sinne von 2.

85 http://www.bulwiengesade.de/info/IX_Immobilienindex.pdf.

Die Bundesbank (BBk) nutzt die unter Nr. 1 (Kaufpreise) genannten Daten für ihren Immobilienindex (vgl. Abschnitt 5.3). Für sie ist die Verwendung dieser Daten jedoch ausdrücklich nur eine „hinsichtlich der Qualität eingeschränkte und deshalb als ‚Second Best‘-Lösung“ (Leifer 2004: 446 f.) (oder gar als ‚Third Best‘-Lösung) (Hoffmann/Lorenz 2006: 15) anzusehende Lösung, die für den Index „auf längere Sicht durch einen verbesserten Ansatz abzulösen“ (Leifer 2004: 448) ist. Die Firma BulwienGesa AG wird andererseits von der BBk aber als „Marktführer“ bezeichnet und die Qualität ihrer Daten wird höher eingeschätzt als die vergleichbarer kommerzieller Datenanbieter (Hoffmann/Lorenz 2006: 1).

Für die Entscheidung über die Nutzung dieser Daten ist natürlich maßgeblich, was über die Methoden der Datengewinnung in Erfahrung zu bringen ist. Nach Angaben der BulwienGesa AG werden Daten aus folgenden Quellen gesammelt und zusammengeführt:⁸⁶

Angaben von Maklern (IVD) und Immobilienexperten, Auswertungen von Zeitungsannoncen, Nutzung nichtamtlicher Datenquellen wie IHKs und Kommunen (Gutachterausschüsse), Bausparkassen, Forschungseinrichtungen sowie eigene Befragungen und Testkäufe.

Zwar ist die Verwendung einer Vielzahl von Quellen sowie die immer wieder gegebene Versicherung, im Unterschied zu anderen Datenanbietern⁸⁷ einen „reinen Preisvergleich“ anzustreben, d. h. für im Zeitablauf möglichst gleich bleibende und relativ eng definierte Immobilientypen *vergleichbare* Preise bzw. Mieten zu bestimmen, sehr positiv zu beurteilen. Es ist aber andererseits wohl nicht zu bestreiten, dass die Beschreibung der Methoden durch die BulwienGesa AG selbst nicht sehr detailliert und konkret ist.

Die im Axiom A1 geforderte transparente Dokumentation der Methode ist wohl nicht gegeben. Die Intransparenz der Methode wird von vielen Autoren als Hauptmangel dieser Datenquelle herausgestellt (z. B. auch Rady/Rußig 2004: 82).⁸⁸

86 Selbstdarstellung im Internet (es werden dort auch „gezielte empirische Erhebungen“ und „Befragungen vor Ort“ genannt) und nach Angaben in Leifer (2004: 438), Hoffmann/Lorenz (2006: 24), Deutsche Bundesbank (2003: 53, Fußnote 16).

87 Dies gilt wohl für den IVD Preisspiegel oder den Deutschen Eigentums-Immobilienindex (DEIX), bei denen nur mit Durchschnittswerten über sehr heterogene Aggregate gerechnet wird.

88 In Hoffmann und Lorenz (2006: 1) wird „reliance on expert assessment instead of true transaction data“ als Hauptnachteil des BBk-Indexes (und damit der Bulwien-Daten) genannt. Als Nachteil wird auch erwähnt „Extensive but not full coverage (rural areas missing)“ (2006: 24). Andererseits scheint das von Bulwien betriebene „Regionale ImmobilienWirtschaftliches InformationsSystem“ (RIWIS) auch Daten für kleinere Raumeinheiten als Städte vorzuhalten. Siehe hierzu http://www.bulwiengesa.de/info/RIWIS_deutsch.pdf und zur Liste der 125 Städte, die auch weitgehend alle Erhebungsgemeinden des amtlichen Verbraucherpreisindex enthält http://www.bulwiengesa.de/info/RIWIS_Regional.pdf. Hinsichtlich der regelmäßig betrachteten 125 Gemeinden wird unterschieden zwischen Gemeinden des Typs A (7 große Städte) bis D.

Es ist auch nicht klar, ob die Forderungen der Axiome A4 und A5 ausreichend erfüllt sind. Denn es ist nicht nur kaum nachvollziehbar, wie das Zusammenführen der vielen, vermutlich nicht immer konsistenten, Informationen und die Verdichtung zu einer Zahl (mit Angabe einer Spannweite) erfolgt,⁸⁹ sondern es wird auch nicht gezeigt, auf wie vielen Angaben im Durchschnitt ein ermittelter Preis in einer Kommune beruht, in welchem Maße die Objekte und damit die Preis- bzw. Mietangaben zeitlich und örtlich streuen bzw. vergleichbar sind, und ob – und mit welchen Methoden – Qualitätsunterschiede bereinigt werden. Auch im Längsschnitt ist nicht sicher, ob sich nicht Veränderungen subjektiver Einschätzungen über Ausstattung und Lage auf die Vergleichbarkeit der Daten auswirken.⁹⁰

Die Bundesbank (BBk) hat sich bei ihrer Entscheidung, Daten der BulwienGesa AG für ihren Immobilienindex zu benutzen primär daran orientiert, ob die Ergebnisse makroökonomische Phänomene im Zeitablauf zutreffend beschreiben, und nicht oder weniger an der Qualität der Methoden der Datengewinnung, bei der auch sie mangelnde Transparenz und Nachvollziehbarkeit kritisierte. Ihr schien insbesondere die Widerspiegelung der Zyklen, weniger schon die des Trends, korrekt zu sein. Dieses Kriterium ist für den hier zur Diskussion stehenden RPI jedoch nicht relevant. Weitere Kriterien für die Entscheidung der BBk waren nach Rady/Rußig (2004: 86) auch die Länge der verfügbaren Zeitreihen, das Streben der BulwienGesa AG nach einem reinen Preisvergleich und die rasche und kostengünstige Bereitstellung jeweils aktualisierter Daten durch die BulwienGesa AG.

Die BBk hat – nach eigener Aussage – nicht die Plausibilität der Ergebnisse bei regionalen Vergleichen untersucht. Dem Gedanken, Daten der BulwienGesa AG möglicherweise für einen amtlichen RPI zu verwenden, stünde man gleichwohl sehr reserviert gegenüber.⁹¹

5.2.2 Immobilienverband Deutschland (IVD)

Der IVD ist im Jahre 2004 als Zusammenschluss aus den bis dahin selbständigen Verbänden Ring Deutscher Makler (RDM) und Verband Deutscher Makler (VDM) entstanden. Seine ca. 6.000 Mitgliedsunternehmen setzen sich aus Immobilienmaklern, Immobilienverwaltern, Finanzdienstleistern, Bewertungs-Sachverständigen, Bauträgern und Immobilienberatern zusammen. Im Rahmen seiner Tätigkeit

89 Nach Aussage von Frau Sonja Hampe liegt hier kein formalisiertes Vorgehen vor, sondern eine Abstimmung unter Experten, die nicht unerheblich bestimmt wird von Erfahrungen und Marktkenntnissen vor Ort.

90 Man findet dieses Argument in Deutsche Bundesbank (2003: 52). Es ist aber nicht speziell auf Bulwien bezogen, sondern auch auf Daten von Maklern, Gutachterausschüssen, Bausparkassen und Hypothekenbanken.

91 Auskünfte von Herrn Hoffmann. Er hielt auch das Argument für zutreffend, dass die Daten vertrauenswürdiger seien als z. B. Daten der Makler, weil die BulwienGesa AG mit den Angaben keine eigenen kommerziellen Interessen (z. B. Immobilienkäufe anzuregen) verbindet.

als Dienstleister und Interessenvertreter für seine Mitgliedsunternehmen veröffentlicht der IVD im „IVD-Wohn-Preisspiegel“ jährlich umfangreiche Daten und Analysen zum deutschen Immobilien- und Wohnungsmarkt.⁹²

Dieser enthält für ca. 360 deutsche Städte von Marktberichterstatlern des IVD übermittelte Marktpreise aus dem 2. und 3. Quartal des entsprechenden Jahres. Dabei werden durchschnittliche m²-Preise für die folgenden Objekttypen für die 360 Städte angegeben:

- Nettokaltmiete, 3 Zimmer, ca. 70 m² (oder auch abgegrenzt als 60–100 m²), nicht öffentlich geförderter Wohnungsbau, Wiedervermietung bzw. Neuvermietung, jeweils für Baujahre bis 1948, ab 1948 und Neubauten
- ETW, 3 Zimmer, ca. 70 m², jeweils Neubau und Bestand
- Baugrundstücke, jeweils für freistehende Ein- und Zweifamilienhäuser und für Mehrfamilienhäuser
- Freistehende Eigenheime inkl. Garage und ortsüblich großem Grundstück
- Reihenhäuser, Mittelhaus ohne Garage.

Dabei wird für die Wohnungsmieten, ETW und Eigenheime zusätzlich nach *Wohnwert* und für die Baugrundstücke nach *Wohnlage* differenziert. Die dafür maßgeblichen Definitionen, die offenbar auch als Richtschnur für die „Marktberichterstatler“ dienen, lauten:⁹³

Normale Wohnlage: Lage, die durch die typischen Strukturen eines allgemeinen Wohngebietes gekennzeichnet ist, also nicht zu den „einfachen“, wenig beliebten Randlagen zählt.

Gute Wohnlage: Lage eines Wohnbaugrundstücks in einem reinen Wohngebiet, ohne Lärmbelästigung.

Sehr gute Wohnlage: Lage eines Wohnbaugrundstücks in einem reinen Wohngebiet, dessen Umgebungsbebauung einen luxuriösen oder noblen Lebensstil der Bewohner dieser Gegend erkennen lässt.

Einfacher Wohnwert: Nicht modernisiertes, jedoch instand gehaltenes Altobjekt, Lage in gemischt genutztem Gebiet (Mischgebiet) mit alter Bausubstanz, einfache Ausstattung, z. B. Typ „Siedlungshaus“, bei EFH Wohnfläche ca. 100 m².

Mittlerer Wohnwert: Objekt, das in Bausubstanz und Ausstattung einem durchschnittlichen „Standard“ entspricht und sich in einem allgemeinen Wohngebiet befindet, bei EFH: Wohnfläche ca. 125 m².

⁹² Vgl. die aktuellste Ausgabe, die zum Preis von 75 € beim IVD erworben werden kann, IVD Bundesverband (2007). Daten dieser Art existieren in Deutschland schon für eine lange Zeit, und sie werden auch für statistische Zwecke nicht selten benutzt. Die sog. „Berichtigungskoeffizienten“ bei Fragen der kaufkraftgleichen Besoldung in der Europäischen Kommission (vgl. Anhang Nr. 2) beruhen z. B. auf Maklerangaben. Auch die Bundesbank hat sich anfänglich auf diese Daten gestützt, bevor sie zu BulwienGesa AG wechselte.

⁹³ Entnommen aus IVD Bundesverband (2006: 4).

Guter Wohnwert: Gut ausgestattetes Objekt mit guter Bausubstanz, guter Ausstattung in ruhiger guter Wohnlage, bei EFH: Wohnfläche ca. 150 m².

Sehr guter Wohnwert: Hochwertiges Objekt, erstklassige Ausstattung und Bausubstanz in sehr guter Wohnlage, bei EFH: Wohnfläche ca. 200 m².

Die Marktberichterstatter vor Ort geben einen sogenannten „Schwerpunktpreis“ an den IVD weiter, der innerhalb der örtlichen Preisspanne liegt, aber nicht mit dem arithmetischen Mittel übereinstimmen muss, sondern der Modus, also der häufigste Wert, der Preisverteilung ist.⁹⁴

Der „IVD-Wohn-Preisspiegel“ gehört sowohl was räumliche Gliederung als auch Umfang des ihm unterliegenden Datenmaterials (auch hinsichtlich der Länge der Zeitreihen) angeht zu den umfassendsten Datensammlungen im privaten Immobilienbereich. Für eine mögliche Nutzung der IVD-Daten zur RPI-Berechnung erweist sich allerdings

- die Repräsentativität (geringe oder keine Beachtung sehr kleiner Städte und des „flachen Landes“, in denen Immobiliengeschäfte seltener über Makler abgewickelt werden),⁹⁵
- die zu vermutende Verletzung des Prinzips des reinen Preisvergleichs und vor allem
- das System der lokalen IVD „Marktberichterstatter“

als Problem. Die Vergleichbarkeit der Daten zwischen den Städten ist nur sehr eingeschränkt möglich, da nach mündlicher Auskunft⁹⁶ den Marktberichterstattem offenbar nur relativ wenige Vorgaben hinsichtlich der Methodik der Datenerhebung gemacht werden und jeder Marktberichterstatter (für „seinen“ Ort) nach seinen eigenen Methoden arbeitet und autonom entscheidet, aus welchen Stadtteilen oder Stadtrandlagen welche Objekte aufgenommen werden. Ausführliche Methodenbeschreibungen scheint es nicht zu geben, so dass das Axiom A1 kaum erfüllt sein dürfte. Es ist danach nicht sicher, dass die Zahlen vergleichbar sind, also ob nicht auch das Axiom A5 verletzt ist.⁹⁷ Es findet wohl auch keine einheitliche Schulung der Marktberichterstatter statt, so dass es bei personellen Veränderungen im Kreis der Berichterstatter zu Strukturbrüchen in den Preisreihen kommen kann.

94 Die Frage ist natürlich, woher die Marktberichterstatter den „Schwerpunktpreis“ kennen, bzw. welcher Quelle sie ihn entnehmen. Es ist anzunehmen, dass sie ihn aufgrund ihrer eigenen Maklertätigkeit bilden.

95 Nach Rady/Rußig (2004: 76) ist das der „Hauptkritikpunkt“. Es ist aber für unser Thema, der RPI, weniger ein Problem, sofern nur die Gebietseinheiten im Fokus sind, die auch beim VPI betrachtet werden.

96 Unsere Gesprächspartner waren v. a. Herr Norbert Moormann und Herr Rudolf Koch (Vizepräsident des IVD).

97 Herr Koch bestätigte uns in unserer (bereits vor dem BVerfG vorgetragenen) Einschätzung, dass es bei Mieten zwar sehr viele Daten gibt, jedoch so gut wie keine, die (mehr oder weniger streng genommen) vergleichbar sind.

Andererseits heißt es, dass die Marktberichterstatter viel Erfahrung und gute Kenntnisse der lokalen Gegebenheiten haben und dass insofern die Praxis der lokalen Berichterstatter vorteilhaft sei und sich bewährt habe.

Im Beispiel des Preisspiegels für Baden-Württemberg⁹⁸ 2007 (vgl. Anhang Nr. 6) für knapp über 100 Städte und kleinere Gemeinden (Beispiele: Freiburg, Heidelberg, Schwetzingen) werden Spannen angegeben, da wohl Schwierigkeiten bestehen, einen konkreten Wert als die Miete eines Ortes anzunehmen.⁹⁹ Aus der Sicht des RPI ist dies ein Mangel, denn man wird beim regionalen Vergleich in Gestalt des RPI *einen Gesamtausdruck* für das Mietniveau einer Stadt (relativ zu anderen Städten) und letztlich auch nur *eine* Zahl für das Niveau der Verbraucherpreise insgesamt angeben müssen.

Weiter ist zu bedenken: die Preisangaben enthalten keine Nebenkosten, sie beziehen sich nur auf *einen* sehr allgemein definierten Wohnungstyp, und Sozialwohnungen werden nicht betrachtet. Es ist nicht klar, wie die Preisspannen fundiert sind und es ist fraglich, ob den Qualitätsmaßstäben der amtlichen Statistik (reiner Preisvergleich, Berücksichtigung von Qualitätsveränderungen) genügt werden kann. Es hat sich auch gezeigt, dass die Qualität der IVD-Daten wesentlich davon abhängt, wie hoch der Marktanteil der Makler am Vermietungsgeschäft ist und welches Marktsegment sie vorrangig bearbeiten.¹⁰⁰

Man findet eine kritische Beurteilung der IVD-Daten (früher RDM-Daten) auch bei Vertretern der Bundesbank (BBk), die früher diese Daten nutzte, bevor sie sich entschied, stattdessen Daten von BulwienGesa AG zu verwenden. Die Datenqualität genüge „nicht den Ansprüchen ..., die herkömmlicherweise an amtliche Preisstatistiken zu stellen sind“ (Leifer 2004: 436)¹⁰¹, es sei aber anzuerkennen, dass der IVD-Wohnimmobilienpreisspiegel eine sehr lange Tradition habe (er geht bis in die 70er Jahre zurück) und stark regional untergliedert sei (ca. 300 Gemeinden) (Hoffmann/Lorenz 2006: 8).

Die Bereitschaft zur Zusammenarbeit mit der amtlichen Statistik im Sinne des Axioms A10 dürfte bestehen (was wohl auch für andere kommerzielle Datenan-

98 Das System der Preisspiegel ist dezentral organisiert, was ebenfalls der Vergleichbarkeit nicht förderlich ist, und in regionalen Untergliederungen des IVD können – nach Auskunft von Herrn Koch – teilweise zusätzliche, nicht zentral veröffentlichte Daten existieren, so dass der IVD über mehr als nur die veröffentlichten Daten über Preise und Mieten verfügen dürfte.

99 In der Fußnote zu Anhang Nr. 6 wird selbst eingeschränkt, es handle sich nur um „ca.-Preise“ und Lage und Ausstattung seien subjektive Kategorien.

100 Vortrag des in der folgenden Fußnote genannten Vertreters der Stadt Gelsenkirchen.

101 Ähnliche Bemerkungen findet man in Hoffmann/Lorenz (2006: 8 f.). Ein Vertreter der Stadt Gelsenkirchen beim „17. Treffen der Wohnungsexperten“ am 23.1.2008 (IK KomWoB 2008), verglich Mietangaben der „empirica Datenbank“ mit Angaben örtlicher Wohnungsbaugenossenschaften und gewerblicher Vermieter sowie Wohngeldmieten mit denen von IVD und stellte fest, diese „widersprechen allen anderen Statistiken über die Mieten“ (Folie 4 des Vortrags).

bieter gilt),¹⁰² und man ist auch an einer Normierung (Schaffung eines Rasters für vergleichbare Datenerhebungen verschiedener privater und amtlicher Stellen) interessiert.¹⁰³

5.2.3 empirica

empirica Berlin wirbt mit „Beratungspaketen im Bereich Vermögensbildung und Immobilienmarkt sowie Standortanalysen“ und gibt quartalsweise eine (wöchentlich aktualisierte) Wohnmarktübersicht heraus sowie eine Preisdatenbank (kostenloses Muster für Jahreswerte im Internet unter www.empirica.info)¹⁰⁴.

Es ist eine Anzeigenstatistik (Auswertung von Angebotspreisen in einschlägigen [ca. 90] „Anzeigenquellen“, d. h. insbesondere Zeitungen), was als solches bereits nicht unproblematisch ist. Neben Kaufpreisen für Grundstücke, Häuser (DH, EH, RH) und ETW enthält sie auch Mietpreise nach Zimmerzahl und Art der Vermietung:

	1 Zimmer	2 Zimmer	3 Zimmer	4 Zimmer
Neu*		vgl. Anhang**		
Gebraucht*				

* Da es sich um Anzeigen handelt, können dies stets nur Neuvermietungen sein, bei Erst- bzw. Wiedervermietung, nicht längere Zeit unveränderte Mieten bei einer bestehenden Vermietung.

** Mit hierauf bezogenen im Internet allgemein zugänglichen Daten haben wir im Anhang Nr. 3 gerechnet.

Nachgewiesen werden Mittelwert, Standardabweichung und Dezile für 440 Gemeinden aller Größen (Kleinstädte bis Großstädte) und Landkreise. Es besteht zwar ein Problembewusstsein hinsichtlich der Aussagefähigkeit der Angebotsmieten im Unterschied zu den tatsächlichen Marktmieten, aber offenbar nicht für die Notwendigkeit, die Wohnung exakt zu beschreiben (nach Ausstattung, Bauzustand, Lage usw.), um den reinen Preisvergleich sicherzustellen. Man meint dies umgehen (oder gelöst) zu haben, indem man die Verteilung nach Dezilen nachweist: „Vielmehr sortieren sich die beobachteten Immobilien quasi selbständig nach Ausstattungs-/Qualitäts-/Lagemerkmale in die verschiedensten Dezile. Sortiermechanismus ist dabei der Preis, denn Preisunterschiede stehen in erster Linie für Ausstattungs-/Qualitäts-/Lageunterschiede.“ Die Voraussetzung dieser Vorstellung einer automatischen Sortierung ist richtig genannt: es gibt nur qualitätsbedingte, keine echten Preisunterschiede. Sie ist aber vermutlich nicht haltbar. Es ist nicht anzunehmen, dass sich ein bestimmter Wohnungstyp (hinsichtlich Ausstattung

102 Dahinter stehen erwartete Vorteile im Prestige. So sprechen Rady/RuBig (2004: 116) von „Bulwien im ‚Adelsstand‘“ seit die BBk ihre Daten benutzt.

103 Das gilt nach Aussage von Herrn Koch (IVD) wohl auch für die Mieterverbände.

104 Als Quelle für die Datenbank wird angegeben IDN-Immodaten GmbH. Vgl. Anhang Nr. 6.

usw.) jeweils im gleichen Dezil befindet. Um sicher zu sein, dass es sich beim Orts- und Zeitvergleich jeweils um die gleiche Wohnung handelt, kommt man nicht umhin, nach Art der matched model Methode das Mietobjekt möglichst exakt zu beschreiben. Es ist nicht anzunehmen, dass eine Wohnung im sechsten Dezil (von 60 % bis 70 %) in München die gleiche Wohnung darstellt wie eine Wohnung im sechsten Dezil in Gelsenkirchen.¹⁰⁵

Mithilfe der oben beschriebenen Datenbank erstellt empirica für eine Auswahl größerer Städte quartalweise sogenannte empirica-Preisspiegel, die in ihrer Methodik stark an das Vorgehen bei Regressionsmietspiegeln erinnern.¹⁰⁶ Mithilfe einer Regressionsanalyse werden dabei Zu- und Abschläge für Ausstattung, Wohnfläche (alternativ Zimmerzahl), Baualter und Lage im Vergleich zu einer Referenzwohnung (Neubau ab 2000, 60–79 m², höherwertige Ausstattung) berechnet.¹⁰⁷

Der Zugang zu der Datenbank ist kostenpflichtig, 550 € für eine Lieferung der aktuellen Quartalswerte, 1.500 € im Jahr (vier Lieferungen), Preise jeweils zuzüglich MWSt.

5.2.4 IDN ImmoDaten GmbH

Die Immobilien-Statistikdatenbank der IDN ImmoDaten GmbH, Berlin soll Immobilien- und Wohnungsmarktinformationen mit einer hohen Datendichte zur Verfügung stellen, um die Situation in den jeweiligen Märkten und Segmenten nach individuellen Vorgaben analysieren zu können. Dazu werden kontinuierlich 106 Quellen (Stand August 2008) aus Inseraten von Tageszeitungen und Online-Börsen nach ihren einzelnen Bestandteilen ausgewertet. Das entspricht monatlich rund 2,6 Mio. Anzeigen. Je nach Nutzerbedarf können verschiedene Lizenztypen für die Nutzung der Datensammlung erworben werden. Für jedes in die Datenbank aufgenommene Objekt wird ein umfangreicher Merkmalskatalog erhoben, der die Bereiche Lage, Ausstattung und Größe abdeckt. Außerdem wird jedem Objekt ein Geocode zugeordnet, so dass eine Auswertung bis auf der Ebene von Straßenzügen möglich ist. Es werden sowohl ETW als auch alle Typen von Eigenheimen in der Datenbank ausgewiesen. Der große Vorteil der IDN-Daten ist in der für Deutschland einmalig hohen Zahl an erhobenen Preisen und der flächendeckenden Erfassung über das gesamte Bundesgebiet zu sehen. Allerdings muss bei der Nutzung dieser Daten beachtet werden, dass es sich ausschließlich um *Angebotspreise* handelt,

105 Es hat sich auch gezeigt, dass die Angabe von Dezilen erklärungsbedürftig ist, und dass die mitgeteilten Daten zu den Dezilen widersprüchlich zu sein scheinen (vgl. Anhang Nr. 4).

106 Zum Unterschied zwischen Tabellen- und Regressionsmietspiegeln siehe von der Lippe (2006c: 20 ff.).

107 Die Erstellung eines solchen Preisspiegels kann auch für alle anderen in der empirica Preisdatenbank enthaltenen Städte in Auftrag gegeben werden.

von denen der tatsächliche Transaktionspreis teilweise sehr stark abweichen kann. Wie generell bei Statistiken auf Basis von Anzeigen ist es auch möglich, dass Objekte mehrfach erfasst werden, falls für diese an verschiedenen Stellen Annoncen geschaltet waren (vgl. Hoffmann/Lorenz 2006: 26).

5.2.5 Landesbausparkassen (LBS)

Als mit einem Umsatz von 3,8 Milliarden Euro im Jahr 2007 größte geschlossene Gruppe gewerblicher Wohnimmobilienvermittler in Deutschland, veröffentlichen die Immobiliengesellschaften der Landesbausparkassen (LBS-I) Einschätzungen zu den wichtigsten Indikatoren für die zukünftige Entwicklung auf dem Wohnungs- und Baulandmarkt sowie den LBS-Immobilien-Preisspiegel (Mieten sind nicht enthalten) in der jährlich erscheinenden Publikation „Markt für Wohnimmobilien“.¹⁰⁸ Für rund 650 Städte,¹⁰⁹ darunter über 80 Großstädte, werden Preise auf den Teilmärkten für EH, ETW und Bauland sowie aktuelle Daten zur Bautätigkeit, zum Wohnungs- und Vermögensbestand sowie zur Wohneigentumsbildung durch Befragung von ca. 600 Immobilienvermittlern der LBS und der Sparkassen erhoben. Es soll für folgende Objektkategorien ein Überblick der Marktlage im Neubau und Bestand gegeben werden, wobei jeweils Preisspannen und der am häufigsten anzutreffende Kaufpreis (Modus) angegeben wird:

- Baureife Grundstücke, mittlere bis gute Wohnlage, 300–800 m² (nur Neubau-markt)
- frei stehende Eigenheime, mittlere bis gute Wohnlage, Wohnfläche ca. 120 m², inkl. Garage und ortsüblichem Grundstück (nur Gebrauchtwohnungsmarkt)
- Reiheneigenheime, mittlere bis gute Wohnlage, Wohnfläche ca. 100 m², ohne Garage und ortsüblichem Grundstück (Neubau und Gebrauchtwohnungsmarkt)
- ETW, mittlere bis gute Wohnlage, 3 Zimmer, Wohnfläche ca. 80 m², ohne Garage/Stellplatz, keine Steuermodelle (Neubau und Gebrauchtwohnungsmarkt).

Der Erhebungszeitraum für den Preisspiegel 2008 war der April 2008.

5.2.6 Verband deutscher Pfandbriefbanken (vdp)¹¹⁰

Seit 2004 werden in der vdp-Transaktionsdatenbank Daten (nur Preise, keine Mieten) mehrerer Kreditinstitute im Rahmen neuer Beleihungsfälle erhoben und

¹⁰⁸ Vgl. hierzu die aktuellste Ausgabe Bundesgeschäftsstelle LBS (2008).

¹⁰⁹ Es wird kritisiert, dass kleine Gemeinden unberücksichtigt bleiben (vgl. Rady/RuBig 2004: 78).

¹¹⁰ Der vdp ist 2005 aus dem Verband deutscher Hypothekenbanken (VDH) hervorgegangen und vertritt gegenwärtig 33 Mitglieder.

einmal jährlich durch die HVB-Expertise ausgewertet.¹¹¹ Die Mehrzahl der rund 240.000 momentan vorliegenden Transaktionsdaten entfällt auf Wohnimmobilien. Dabei werden die drei Objektarten ETW, EH und MH nach den folgenden Merkmalen differenziert aufgeführt:

- Größe (Wohnfläche, Grundstücksgröße bei EH)
- Lage (5er Skala, von „sehr gut“ bis „sehr schlecht“)¹¹²
- Objektzustand: Einschätzung des Immobiliengutachters unabhängig von Baujahr oder Sanierungsstand (Skala von „sehr guter“ (1) bis „schlechter Objektzustand“ (5))
- Ausstattung¹¹³ und
- Baujahr.¹¹⁴

Mithilfe der Transaktionsdatenbank wurden 2006 erstmals qualitätsbereinigte Preisindizes für einzelne Regionen und West- und Ostdeutschland unter Anwendung eines hedonischen Preismodells berechnet. Vergleicht man die Indexentwicklung für RH und ETW mit den Preisindizes der BBk (Abschnitt 5.3) für ähnliche Objekte, stellt man beim Vorjahresvergleich teilweise recht deutliche Abweichungen zwischen 1,1 und 2,5 Prozentpunkten fest.¹¹⁵ Da bei der regionalen Marktabdeckung der Transaktionsdatenbank noch Lücken bestehen, ruft der vdp über seinen Mitgliederkreis zur Kooperation bei der Datenlieferung auf. Sollten diese Lücken geschlossen werden können, könnte die Transaktionsdatenbank auch als Quelle für einen RPI dienen.

5.2.7 HVB Expertise GmbH

Aus dem Datenbestand der ca. 700.000 laufenden, und jedes Jahr um ca. 60.000 Fälle aktualisierten, Finanzierungen der HVB und den Auskünften eines bundesweiten Netzes von rund 120 Wertgutachtern bereitet die HVB Expertise GmbH Preisdaten für verschiedene Objekttypen in 1.200 Städten und Gemeinden des Bundesgebiets auf und veröffentlicht diese im Internet.¹¹⁶ Dabei werden Durchschnittswerte in einfacher, mittlerer, guter und sehr guter Lage für die folgenden Objekttypen bereitgestellt:

111 Vgl. zu Details der vdp-Transaktionsdatenbank Verband deutscher Pfandbriefbanken (2008).

112 Über die Ermittlung des Lagewertes ist nur bekannt, dass diese bei der für die Finanzierung maßgeblichen Objektbewertung vorgenommen wird. Vgl. Verband deutscher Pfandbriefbanken (2008: 54).

113 Auch hier wieder eine Gutachtereinschätzung. Kriterien sind Art des Bodenbelags, der Verglasung, der Sanitärausstattung und anderer technischer Aspekte im Vergleich zu markttypischen Repräsentanten (Skala von „aufwändig“ (1) bis „einfach“ (5)).

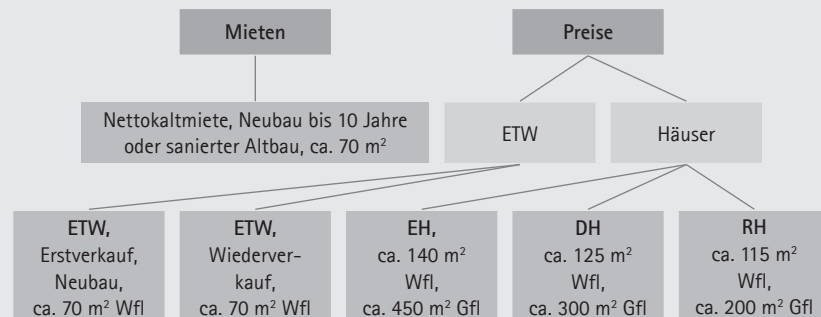
114 Vor 1914, 1914–1947, 1948–1969, 1970–1979, 1980–1989, 1990–1999 und ab 2000.

115 Siehe Verband deutscher Pfandbriefbanken (2008: 57).

116 Vgl.: <http://www.hvbexpertise.de/de/immobilienmaerkte/wohnen/index.html?typ=wohnen>.

Übersicht 5.1: Objekttypen bei HVB Expertise

Wfl = Wohnfläche; Gfl = Grundstücksfläche



Die Lagebeurteilung erfolgt aufgrund der Stadtteilszugehörigkeit, und die Ausstattung sollte der lageüblichen Ausstattung entsprechen. Es wird explizit auf die teilweise starke Streuung der Preise innerhalb eines Stadtviertels hingewiesen. Die regionale Tiefe der Gliederung der Ergebnisse ist als positiv zu bewerten, trotzdem kann aufgrund der im Internet verfügbaren Informationen nicht mit Sicherheit gesagt werden, ob die Objekttypen so eindeutig definiert sind, dass auch ein zwischenörtlicher Vergleich der Preise möglich ist.

5.2.8 Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)

Das SOEP ist eine seit 1984 laufende, jährlich durchgeführte, repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in West- und seit 1990 auch in Ostdeutschland. Von den 5.921 im Jahre 1984 erstmals befragten Haushalten beteiligten sich 2006 noch 3.476 an der Befragung. Damit ist das SOEP eine in seiner Stabilität einmalige Längsschnitterhebung privater Haushalte in Deutschland. Das Themenspektrum umfasst vielfältige Merkmale, die immer wieder um für aktuelle Fragestellungen interessante Merkmale erweitert werden. Dabei deckt das SOEP Merkmale aus den Bereichen Bildung, Erwerb, Haushaltszusammensetzung, Zeitverwendung, Gesundheit, Kinderbetreuung, Lebenszufriedenheit und Wohnen ab. Auf die Merkmale aus dem Bereich Wohnen soll hier kurz näher eingegangen werden.

Das Besondere am SOEP im Vergleich zu anderen Datenquellen aus dem Bereich Wohnen sind die Fragen zum subjektiven Empfinden der Wohnsituation, wobei vor allem die Lage und die Ausstattung der Wohnung eine Rolle spielen. Auch die Wohnbiographie wird erfasst, so dass deutlich wird, in welcher Situation der Haushalt wie zufrieden mit seiner Wohnsituation war und wann er die Wohnung gewechselt hat. Die wichtigsten im SOEP erfassten Merkmale aus dem Bereich Wohnen sind:

- Wohnstatus (Eigentümer/Mieter)
- Wohnungsqualität
- Wohnkosten
- Umzug (Gründe für Wohnungswechsel, subjektive Beurteilung der neuen Wohnung)
- Wohnumfeld- und -umwelt
- Wohnbiographie.

Auch wenn für jeden im SOEP enthaltenen Haushaltsdatensatz die Postleitzahl im Prinzip bekannt ist und so eine sehr genaue räumliche Zuordnung möglich ist, muss für eine Nutzung der SOEP-Daten im Rahmen eines RPI bedacht werden, dass die Fallzahlen auf den tieferen regionalen Ebenen wie Gemeinden oder Kreisen so niedrig sein können, dass keine statistisch signifikanten Aussagen auf diesen Ebenen getroffen werden können. Die größtmögliche räumliche Differenzierung der SOEP-Ergebnisse ist daher die Bundesländerebene (vgl. Knies/Spiess 2007).

5.2.9 Mietspiegel

Bei der Verwendung externer Informationen über das Mietpreisniveau ist u. a. auch an qualifizierte Mietspiegel zu denken. Sie sind sehr aktuell,¹¹⁷ und ihre Verwendbarkeit für den regionalen Preisvergleich sollte im Einzelfall (für eine im RPI vertretene Gemeinde) ernsthaft geprüft werden. Es gibt Städte, für die mit erheblichem Aufwand und mit großer methodischer Sorgfalt sehr detaillierte Mietspiegel erstellt werden,¹¹⁸ und es wäre schade, wenn diese Datenquelle nicht genutzt werden würde.

Allerdings ist auch zu bedenken, dass Mietspiegel nicht alle Segmente des Wohnungsmarktes abbilden,¹¹⁹ viele Gemeinden keine Mietspiegel haben,¹²⁰ und wenn

117 Die Mietpreise eines qualifizierten Mietspiegels werden alle vier Jahre durch freiwillige Befragung von Mietern und Vermietern erhoben. Sie können in der Zwischenzeit (nach zwei Jahren) mit dem VPI oder einer verkürzten Befragung fortgeschrieben werden.

118 Das gilt in ganz besonderem Maße für München.

119 Sie erfassen nur Mietpreise im freifinanzierten Wohnungsmarkt bei Neuvermietungen und Bestandsmieten, die in den vergangenen vier Jahren neu vereinbart (erhöht) wurden. Nicht berücksichtigt werden Wohnungen, bei denen öffentliche Förderungen erfolgt sind und so die Mietgestaltung gewissen Beschränkungen unterliegt. Ferner sollen keine Wohnungen berücksichtigt werden, die vom Eigentümer selbst genutzt werden, nur vorübergehend vermietet werden, (auch) gewerblich genutzt werden, sich in Sanierungsgebieten befinden, vom Sozialamt angemietet sind, möbliert oder teilmöbliert vermietet werden oder die von ausländischen Streitkräften genutzt werden. Mietspiegelangaben könnten nach oben verzerrt sein, da im Mietspiegel Neuvermietungen überrepräsentiert sind. Für regionale Preisvergleiche sollten demgegenüber auch Wohnungsmieten einbezogen werden, die sich in letzter Zeit nicht verteuert haben. Anders als Angebotspreis für Neuvermietungen aus Zeitungs- oder Internetinseraten dürften Mietspiegelpreise eher der tatsächlich gezahlten Miete entsprechen.

120 Städte und Gemeinden sind nicht gesetzlich verpflichtet, einen Mietspiegel zu erstellen. Viele, auch größere Städte wie z. B. Augsburg haben deshalb keinen eigenen Mietspiegel. Es ist auch bekannt, dass Missbrauch bei Mietspiegeln vorkommt, z. B. offensichtlich nicht qualifizierte Mietspiegel als „qualifiziert“ deklariert werden.

sie vorhanden sind, dann sind sie meist methodisch sehr unterschiedlich konzipiert. Letzteres ist bei Vergleichen sehr bedauerlich; aber die Aufgabe eines Mietspiegels besteht ja auch nicht darin, das Mietniveau verschiedener Städte miteinander zu vergleichen, sondern zur Beilegung von Konflikten bei Mieterhöhungen beizutragen, indem die am Ort bestehende Vergleichsmiete bestimmt wird (was allein wohl nicht den z. T. erheblichen Erhebungs- und Auswertungsaufwand rechtfertigt).

Unterschiedliche (für den Mietpreis relevante) Merkmale und Abgrenzungen der Merkmalsausprägungen erschweren den Vergleich zwischen den Gemeinden. So werden z. B. Größenklassen der Wohnungen nicht einheitlich abgegrenzt. Ähnlich verhält es sich beim Merkmal Baujahr und vor allem mit Ausstattungsmerkmalen und Unterscheidungen der Wohnlage in Kategorien wie z. B. einfach, mittel, gut und sehr gut.

Für die Erstellung von Mietspiegeln gibt es nur relativ allgemein gehaltene Empfehlungen, so dass jede Gemeinde eigene Wege gehen kann. Man gewinnt den Eindruck, dass man bei jeder (aufwändigen) Erstellung eines neuen Mietspiegels meint, das Rad neu erfinden zu müssen,¹²¹ und es wird hier neben der amtlichen Statistik sehr viel statistische Doppelarbeit geleistet. Der Aufwand, der mit Mietspiegeln betrieben wird, ist z. T. ganz erheblich und es sind deshalb alle Versuche der Standardisierung und methodischen Vereinheitlichung von Mietspiegeln mit Nachdruck zu unterstützen. Nur so kann aus Mietspiegeln auch so viel Nutzen gezogen werden, wie er normalerweise bei einem entsprechenden statistischen Aufwand anfallen sollte.

Man könnte den für einen RPI erforderlichen Aufwand erheblich senken, wenn es gelänge, sich wenigstens in den bei ihm (und dem VPI) ausgewählten Erhebungsgemeinden über eine einheitliche Methodik bei der Mietspiegelproduktion zu verständigen. Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass entsprechende Überlegungen schon vor langer Zeit auch in der amtlichen Statistik angestellt wurden (vgl. Angermann 1989) und dass dies leider nichts geändert hatte an dem beklagenswerten gegenwärtigen Zustand mit methodisch sehr unterschiedlich anspruchsvollen, untereinander kaum vergleichbaren und nicht selten auch als Instrument wirtschaftlicher und politischer Interessen missbrauchten Mietspiegeln.

5.2.10 Gutachterausschüsse

Besonders bei der Immobilienfinanzierung bedarf es einer objektiven Feststellung des Grundstückswertes, eines sogenannten „offiziellen Verkehrswertes“. Diese werden, gestützt durch eine Rechtsgrundlage nach Artikel 192 Baugesetzbuch, durch selbständige, unabhängige „Gutachterausschüsse für Grundstückswerte“ (kurz

121 Mehr zu diesen bedauerlichen Beobachtungen von der Lippe (2006c).

Gutachterausschüsse, GA)¹²² der kreisfreien Städte und Landkreise¹²³ ermittelt. Diese selbständigen und unabhängigen Ausschüsse erstellen Bodenrichtwertkarten und legen Kaufpreissammlungen an. Die 80 GA in NRW geben diese an den oberen Gutachterausschuss weiter, der diese aggregiert und in verschiedener Form, z. B. als Grundstücksmarktbericht NRW oder in Datenbanken, veröffentlicht.¹²⁴

Dabei ist zu bedenken, dass Bodenrichtwerte keine Mittelwerte aus einer Vielzahl von Grundstückspreisen sind, sondern Vergleichswerte, die aus einigen wenigen tatsächlichen Transaktionen abgeleitet werden. Die hierzu erforderlichen Informationen erhalten die GA von den Notaren. Eine flächendeckende Ermittlung dieser Werte wird immer schwieriger, da es in vielen Gebieten keine unbebauten Grundstücke mehr gibt und so auch keine Transaktionen zustande kommen. Die Kaufpreissammlungen der GA beinhalten m²-Preise für unterschiedliche Haustypen mit Grundstück, die als Medianwerte, minimale und maximale Werte sowie Standardabweichungen, nach folgenden Merkmalen¹²⁵ gegliedert, veröffentlicht werden:

- Baujahrsgruppe (bis 1949, 1950–1974, 1975–2003, Neubau)
- Ein- und Zweifamilienhäuser, ETW mit 40 bis 120 m² Wohnfläche
- Stadtteil
- neuerrichtetes, gebrauchtes Wohneigentum.

Es wird explizit darauf hingewiesen, dass bei den Preisen für ETW keine Lage- oder Ausstattungsbereinigung vorgenommen wurde.¹²⁶

Die Verwendung der GA-Preisdaten zur RPI-Berechnung könnte sich vor allem in den Bundesländern, die noch eine weitaus weniger vereinheitlichte Datenerhebungs- und Aggregationsstruktur als NRW haben, als schwierig erweisen. Außerdem ist zu bedenken, dass es – wie im Kapitel 3.2 beim amtlichen „Häuserpreisindex“ (HPI) dargestellt – keine zentralen GA auf Bundesebene gibt und die Organisation der GA in den Bundesländern sowie deren freiwillig zur Verfügung gestellten Informationen sehr unterschiedlich sind.

5.2.11 Hypoport AG

Die Hypoport AG veröffentlicht über ihre Internetplattform Eurospace Preisdaten aus monatlich ca. 4.000–6.000 durch die Vermittlung von Hypothekenkrediten

122 Ausführlich zu den GA Rady/RuBig (2004: 96 ff.).

123 In einigen Bundesländern gibt es auf Landesebene einen „Oberen Gutachterausschuss“.

124 Vgl. zu der Situation der GA in NRW IK KomWoB (2006).

125 Am Beispiel der Gliederung nach dem Gutachterausschuss für Grundstückswerte in der Stadt Essen (2008).

126 Dieser Mangel haftet dann auch den weiterverarbeiteten Daten der GA an, etwa den Daten der GEWOS GmbH.

finanzierten Immobilienmarkttransaktionen.¹²⁷ Daten über Mieten werden nicht angeboten. Dabei wird für die folgenden Kategorien jeweils ein monatlicher Hauspreisindex (HPX) berechnet (Baujahre jeweils ab 1950):

- ETW, 70 bis 100 m²,
- EFH (Neubau/Bestand), 100 bis 150 m² Wohn- und 200 bis 700 m² Grundstücksfläche.

Die Indizes sind nicht regional gegliedert und stellen nur einfache Durchschnittswerte dar. Bei dieser, wohl erst im Aufbau befindlichen, Datenquelle können naturgemäß nur kreditierte Käufe von Immobilien betrachtet werden. Es ist deshalb davon auszugehen, dass die Indexbewegungen nicht nur aufgrund reiner Preisänderungen, sondern auch durch die sich über die Zeit verändernde Kreditvergabepolitik der Immobilienfinanzierer zustande kommen (vgl. Hoffmann/Lorenz 2006: 26). Die Methode ist wenig transparent.¹²⁸ Der Datenanbieter dürfte somit für das hier zu behandelnde Thema nicht relevant sein.

5.3 Datenauswerter: Analysen bei Verwendung verschiedener Quellen

Die im Folgenden genannten Institutionen werden nur kurz dargestellt, weil ihre Datenangebote in verschiedener Hinsicht über das hinausgehen, was bei RPI zur Diskussion steht, etwa indem auch Analysen und Einschätzungen sowie Befragungen nach Meinungen und Einstellungen von Mietern und Vermietern (bzw. Käufern und Verkäufern) betrachtet werden oder Daten in alternativer räumlicher Gliederung angeboten werden. Man kann allerdings erwägen, die in diesen Institutionen vorhandenen Erfahrungen und Sachkenntnisse für die Konstruktion des RPI oder für Plausibilitätskontrollen zu nutzen.

5.3.1 Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)

Das BBR betreibt eine umfangreiche empirisch basierte und regional gegliederte Analyse der Marktentwicklung auf dem Immobiliensektor. Dabei versucht das BBR, unterschiedlichste Adressaten, wie beispielsweise die Immobilienwirtschaft, die Wohnungs- und Stadtentwicklungspolitik des Bundes oder private Investoren, mit unterschiedlich stark regional gegliederten Informationen zur Entwicklung und den Tendenzen im Bereich der Wohnungsmärkte zu versorgen. In dem alle zwei

¹²⁷ Die Hypoport AG ist eine Internetplattform zur Vermittlung von Hypothekenkrediten.

¹²⁸ „The calculation of the various indices, reported by Hypoport is rather intransparent“ (Hoffmann/Lorenz 2006: 13).

Jahre veröffentlichten umfangreichen Bericht „Wohnungs- und Immobilienmärkte in Deutschland“ werden Daten und Informationen aus unterschiedlichsten Quellen gebündelt und zum Zweck einer umfassenden Darstellung des aktuellen Marktgeschehens und für eine Prognose aufbereitet. Für die regionale Wohnungsmarktbeobachtung nutzt das BBR dabei folgende Quellen:

- Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)
- Mikrozensus-Zusatzerhebung: „Wohnsituation in Deutschland“
- Einzeldatensätze der Forschungsdatenzentren der Statistischen Landesämter und des Statistischen Bundesamtes
- das „Sozio-oekonomische Panel“
- wohnungsmarktrelevante Informationen über die Empfänger von ALG II
- Inserate von Kauf- und Mietanzeigen
- eine eigene bundesweite BBR-Umfrage sowie eine Befragung der Mitgliedsunternehmen des Bundesverbandes Deutscher Wohnungs- und Immobilienunternehmen e.V.

Für die Darstellung der regionalen Differenzierung des Wohnungsmarktes hat das BBR eine sehr hilfreiche Systematik (Typisierung) der Stadt-, Gemeinde- und Kreistypen nach siedlungsstrukturellen Merkmalen entwickelt, die auch von der amtlichen Statistik genutzt wird und schon verschiedentlich erwähnt wurde (Tabelle 5.1).

Tabelle 5.1: Systematik der WIM*-Kreistypen und WIM-Stadt- und Gemeindetypen

WIM-Kreistypen	WIM-Stadt- und Gemeindetypen
Metropolen	
Alle Städte mit mindestens 500.000 Einwohnern sowie Hannover, Mannheim, Bonn, Mainz, Wiesbaden, Nürnberg, Leipzig, Dresden	
Großstädte	
Kreisfreie Städte mit mind. 100.000 Einwohnern und Landeshauptstädte	
Umlandkreise	Mittelstädte
Hochverdichtete und verdichtete Kreise	Ober- und Mittelzentren mit mind. 20.000 Einwohnern
Ländliche Kreise	Kleinstädte/große Gemeinden
Ländliche Kreise	mind. 5.000 Einwohner und zentralörtliche Funktion
	Sonstige Gemeinden
* Von der amtlichen Definition der Kreise abweichende Gliederung der Wohnungs- und Immobilienmarktbeobachtung (WIM) der Kreise zur besseren Unterscheidung zwischen Stadt, Umland und Peripherie. Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2007: 30).	

In den letzten Jahren konnte das BBR feststellen, dass diese Typisierung nach siedlungsstrukturellen Merkmalen oftmals keine Erklärung für unterschiedliche

Marktentwicklungen liefern konnte. Dies war der Grund für die Erarbeitung der BBR-Wohnungsmarktregionstypen, die die Wohnungsmarktregionen aufgrund unterschiedlicher demographischer und ökonomischer Entwicklungen zu differenzieren versucht.¹²⁹ Es wird dabei zwischen *sieben Wohnungsmarktregionstypen* unterschieden:

- *Stark wachsend*: deutlich überdurchschnittliche Bevölkerungs- und Beschäftigtenentwicklung
- *Wachsend*: überdurchschnittliche Bevölkerungs- und Beschäftigtenentwicklung
- *Stagnierend*: Bevölkerungs- und Beschäftigtenstagnation
- *Schrumpfend*: unterdurchschnittliche Bevölkerungs- und Beschäftigtenentwicklung
- *Stark schrumpfend*: deutlich unterdurchschnittliche Bevölkerungs- und Beschäftigtenentwicklung
- *Divergierend – Bevölkerungswachstum, Beschäftigtenschrumpfung*: überdurchschnittliche Bevölkerungs- und unterdurchschnittliche Beschäftigtenentwicklung und
- *Divergierend – Bevölkerungsschrumpfung, Beschäftigtenwachstum*: unterdurchschnittliche Bevölkerungs- und überdurchschnittliche Beschäftigtenentwicklung.

Die Eingruppierung in einen der sieben Wohnungsmarktregionstypen erfolgt aufgrund von kurz- und mittelfristigen Entwicklungen die innerhalb der letzten 10 Jahre beobachtet werden.

5.3.2 Deutsche Bundesbank, Immobilienindex

Der Immobilienindex der Bundesbank (BBk) beruht auf Daten der BulwienGesa AG, was – wie bereits gesagt – die BBk ausdrücklich nur als Second Best-Lösung bezeichnet.¹³⁰ Es wird unterschieden zwischen Erstbezug und Wiederverkauf sowie zwischen ETW und RH. Es ist jedoch zweifelhaft, ob die Datengrundlage eine weitergehende regionale Differenzierung erlaubt, denn das vorrangige Ziel ist ein Gesamtausdruck (Index) für Deutschland in möglichst frequenter Form (angestrebt wird vierteljährlich statt jährlich) und nicht ein Vergleich des Immobilienpreinsniveaus zwischen Städten innerhalb Deutschlands.¹³¹

¹²⁹ Die folgende Typisierung ist aus Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2007: 32 f.) entnommen.

¹³⁰ Zu einer Kurzbeschreibung vgl. Kasten „Immobilienpreise im Jahr 2007“ in Monatsbericht der Deutschen Bundesbank (Februar 2008: 50 f.). Für Datenanforderungen der EZB und Eurostat – nicht aber für das hier anstehende Problem – mag es ein Nachteil sein, dass der Index nur jährlich ermittelt wird.

¹³¹ Die Bundesbank erwähnt zwar die 125 Städte der BulwienGesa Datenbank, es ist aber nicht gesagt, dass die Zahl bzw. Art der betrachteten Kauffälle in jeweils zwei zu vergleichenden Städten ausreichend groß bzw. repräsentativ ist, um zwei Städte untereinander zu vergleichen.

5.3.3 Landesbanken (LB), Landestreuhandstellen (LTS)

Die Umsetzung der staatlichen Förderprogramme zum Wohnungs- und Städtebau wird von den Landesbanken (LB) selbst oder den ihnen unterstellten Landestreuhandstellen (LTS) organisiert. Zu diesem Zwecke werden auch umfangreiche Analysen des Wohnungs- und Immobilienmarktes von den verschiedenen LB und LTS durchgeführt und veröffentlicht. Wegen der Vielzahl an Studien kann auf diese nicht im Einzelnen eingegangen werden, allerdings soll festgehalten werden, dass sich diese neben der Preissituation vor allem mit der gegenwärtigen und zukünftig zu erwartenden Entwicklung von Angebot und Nachfrage, und dabei speziell mit dem Problem des Wohnungsleerstandes, beschäftigen. Diese Informationen sind für Investoren, und damit den Adressatenkreis der Analysen, von besonderer Bedeutung, da so die Rentabilität von Investitionen auf dem Immobilienmarkt abgeschätzt werden kann.

Für die aktuelle Preis- und Mietsituation auf den Wohnungs- und Immobilienmärkten liefern die Analysen hingegen wenig neue Informationen, da fast ausschließlich die in Abschnitt 5.2 beschriebenen Quellen verwendet werden und kaum eigene Erhebungen durchgeführt werden. Eine Ausnahme bildet das Informationssystem der zur NRW-Bank gehörenden Wohnungsbauförderungsanstalt (Wfa),¹³² die neben Daten der amtlichen Statistik und den in Abschnitt 5.2 aufgeführten nichtamtlichen Quellen, auch durch eigene Befragungen von Mietern und Vermietern gewonnene Daten benutzt.¹³³

An der regelmäßig stattfindenden Befragung zum Wfa-Wohnungsmarktbarometer nahmen bei der zuletzt durchgeführten Erhebung im Frühjahr 2005 ca. 210 Experten aus Wohnungs-, Bau- und Finanzwirtschaft sowie Kommunen, Wissenschaft und Interessenverbänden teil.¹³⁴ Zusätzlich werden alle im Verband der Wohnungswirtschaft NRW organisierten Wohnungsunternehmen einmal jährlich zu Bestand, Mietniveau, Leerstand und Mieterückstand ihrer Objekte befragt. Bei einer Rücklaufquote von etwa 50 Prozent nahmen so in 2005 ca. 240 Unternehmen teil, die mit ihren 769.000 Wohnungen etwa ein Zehntel des nordrhein-westfälischen Wohnungsmarktes abbilden.

Es ist fraglich, ob das Datenmaterial der Wfa über Mieten und Immobilienpreise ausreichend umfangreich und zugleich regional tief genug gegliedert ist, um in einem amtlichen RPI verwendet werden zu können und spezielle Erhebungen der amtlichen Statistik für einen solchen RPI entbehrlich machen könnte. Die Wfa

¹³² Ähnliche Anstalten gibt es auch in anderen Bundesländern.

¹³³ Vgl. hierzu z. B. Wfa (2004).

¹³⁴ Für eine Darstellung der Methoden und Ergebnisse des Wfa-Wohnungsbarometers siehe Wfa (2005).

nimmt eine regionale Gliederung NRW in acht Großregionen (Niederrhein, Münsterland, Ostwestfalen, Ruhrgebiet, Sauerland/Siegerland, Bergisches Land, Rhein-schiene und Südwestliches Rheinland) vor, die nicht mit den 13 Raumordnungs-regionen übereinstimmen.¹³⁵

5.3.4 Kommunale Wohnungsmarktbeobachtung (KomWoB)

Die Wfa unterstützt im Rahmen des Initiativkreises KomWoB Städte in NRW beim Aufbau eigener Wohnungsmarktbeobachtungssysteme mit dem Ziel einer vereinheitlichten, und somit besser vergleichbaren, lokalen und landesweiten Wohnungsmarktbeobachtung. Neben ca. 30 Städten in NRW haben sich mittlerweile Städte aus dem restlichen Bundesgebiet dem Initiativkreis angeschlossen, um gemeinsam Methoden und Verfahren zur kommunalen Wohnungsmarktbeobachtung neu- und weiterzuentwickeln.

5.3.5 GEWOS GmbH Institut für Stadt-, Regional- und Wohnforschung/ Institut für Städtebau, Wohnungswirtschaft und Bausparwesen (IfS)

GEWOS und IfS führen in ihrer Funktion als Beratungsinstitute für den Immobilienmarkt eine gemeinsame jährliche (gebührenpflichtige) Immobilienmarktanalyse IMA® durch. Sowohl für Städte als auch für ländliche Gegenden im gesamten Bundesgebiet werden Durchschnittswerte aus Kauffällen von ETW und EFH eines Jahres berechnet. Es wird dabei nicht zwischen Neubauten und gebrauchtem Wohneigentum unterschieden. Durch die einfache Durchschnittswertberechnung ohne Qualitätsbereinigungen und die fehlende Differenzierung nach Größe und Lage, ist die Aussagekraft und die zeitliche und räumliche Vergleichbarkeit der Daten stark eingeschränkt. Es muss davon ausgegangen werden, dass die Ergebnisse durch Struktureffekte verzerrt sind, also das Axiom A4 nicht erfüllt ist.

Die für die Berechnungen verwendeten Daten – für den Bericht aus dem Jahr 2007 waren dies ca. 424.900 Verkaufsvorgänge – stammen größtenteils von den rund 500 Gutachterausschüssen (vgl. Abschnitt 5.2) und werden ergänzt um Angaben aus der Grunderwerbssteuerstatistik und Schätzungen von regionalen Immobilienmarktexperten.

Gespeist aus diesen Daten, berechnen GEWOS und IfS auch jährlich den Deutschen Eigentums-Immobilien-Index (DEIX), der die Wertentwicklung von EH und ETW seit 1989 widerspiegeln soll. Anzuerkennen¹³⁶ ist zum einen die fast vollständige

¹³⁵ Die Gliederung des Bundesgebietes in 97 Raumordnungsregionen wurde vom BBR vorgenommen und entspricht in etwa der Gliederung der Planungsregionen der Länder.

¹³⁶ Für das Folgende Rady/RuBig (2004: 97 f.).

dige Flächenabdeckung, zum anderen, dass die GEWOS beträchtliche Lücken im Datenmaterial auffüllt und Bereinigungen an den Angaben über Kaufverträge vornimmt und nur Verträge aus dem „gewöhnlichen Geschäftsverkehr“ einbezogen werden.¹³⁷

Beim DEIX wird jedoch das „Durchschnittswertverfahren“ angewendet, d. h. es „werden die Preise der in einer Periode gehandelten Häuser und Wohnungen einfach gemittelt und dem Durchschnitt der Vergleichsperiode gegenübergestellt“ (Leifer 2004: 443)¹³⁸, ohne darauf zu achten, ob nicht die Struktur der Transaktionen in den verglichenen Jahren ganz unterschiedlich ist. Das ist somit eine Vorgehensweise, die vom Standpunkt des reinen Preisvergleichs und damit des Axioms A4 nicht akzeptabel ist.¹³⁹ Es ist auch fraglich, ob Umfang und Qualität der Erhebung mehr erlaubt als die Berechnung eines Bundesdurchschnitts (getrennt für ETW und EH).¹⁴⁰

5.3.6 F+B Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt GmbH

Die Firma F+B verfügt über ein Archiv, in dem die Mietspiegel von 500 deutschen Gemeinden ab 10.000 Einwohnern seit 1995 gesammelt und ständig aktualisiert werden (das sind ca. 32 % der Gemeinden). Auf Basis dieser Daten wird für 7 Referenzwohnungstypen für alle einbezogenen Städte ein Indexwert im Vergleich zum Bundesdurchschnitt berechnet und ein Rangplatz vergeben. Der Zugang zu der Datenbank für alle 500 Städte kostet 380 € pro Jahr. Da es sich hier nur um eine Sammlung von Mietspiegeln handelt, die von anderen Stellen erstellt worden sind, kann die Qualität der Daten dieser Sammlung nicht besser sein als die Qualität der als Datengrundlage verwendeten Mietspiegel. In Abschnitt 5.2 haben wir bereits Gründe für eine leider nur sehr begrenzte Aussagekraft eines Vergleichs von Mietspiegeln aufgeführt.

137 Bereinigt wird nach Angaben von Rady/Rußig (2004) die Sammlung von Kauffällen um Übertragungen aus Gefälligkeit, vorgezogene Erbschaften oder aufgrund von Zwangsversteigerungen, weil in diesen Fällen die erzielten Preise nicht die am Markt üblicherweise erzielten Preise sind.

138 Ähnlich kritisch zum DEIX Hoffmann/Lorenz (2006: 11).

139 Leifer unterscheidet diese Methode von der „Methode der typischen Fälle“, bei der immerhin „die Durchschnittsbildung nur über ähnliche Objekte erfolgt (etwa Reihenhäuser, Neubau guter Wohnwert, mittlere bis gute Lage, circa 100 m² Wohnfläche“, so dass sich Strukturveränderungen im Durchschnitt nicht so stark auswirken, es sei denn, die Typenbeschreibung ist sehr breit und die Vorstellungen über „guten“ Wohnwert in „guter“ Lage ändern sich im Zeitablauf nicht unerheblich. Diese (nicht befriedigende) Methode wird nach Angaben von Leifer und der Bundesbank auch angewendet bei den Daten des RDM (jetzt IVD) und BulwienGesa AG.

140 Zu entsprechenden Graphiken (Vergleiche mit Daten des RDM und von Bulwien) vgl. Leifer (2004: 46 f.).

5.3.7 Jones Lang LaSalle (JLL)

Seit Anfang 2006 untersucht ein Team von Spezialisten des international tätigen Finanz-, Dienstleistungs- und Beratungsunternehmens im Immobilienbereich JLL die Struktur der Mietwohnungsmärkte in großen Ballungszentren.¹⁴¹ Ziel ist es, auf die Bedürfnisse von Großinvestoren, Banken und Bestandsverwaltern zugeschnittene Informationen über die aktuellen Angebotsmieten für die Entscheidungsfindung bereitzustellen. Dabei werden aus ca. 130.000 Datensätzen über Angebotsmieten, die teilweise von der IDN ImmoDaten GmbH und teilweise selbst erhoben werden, sogenannte „Residential City Profiles“ für die Städte Berlin, Düsseldorf, Frankfurt, Hamburg und München erstellt, die – gegliedert nach Baualtersklassen (vor 1945, 1945–60, 1960–80, 1980–2000, 2000–08), Wohnungsgröße (< 45 m², 45–90 m², > 90 m²) und Stadtbezirken – Mietpreisspannen, Moduswerte und durchschnittliche Quadratmetermieten für halbjährliche Zeiträume enthalten. Die Erstellung solcher Analysen ist auch für die Städte Dresden, Hannover, Köln, Leipzig und Stuttgart geplant. Über die Methodik der Erhebungen und die Aggregation der Einzeldaten erfährt man aus den uns verfügbaren Publikationen von JLL leider nichts, so dass wir davon ausgehen, dass für die Verwendung der Daten für einen RPI im Rahmen einer Kooperation mit der amtlichen Statistik ähnliche Vorbehalten bestehen wie gegenüber der IDN ImmoDaten GmbH und allen anderen Anbietern von reinen Angebotspreisen.

6 Methodische Fragen und zusammenfassende Beurteilung

Mit diesem abschließenden Kapitel wollen wir Anregungen geben, die nicht mehr nur die Datenverfügbarkeit (als Datenbasis eines RPI), sondern bisher nicht angesprochene konzeptionelle und methodische Details eines RPI betreffen, wie z. B. die Anzahl und Spezifizierung der zu betrachtenden Miet- bzw. Kaufverträge oder die Basis des RPI, nicht aber die Auswahl der Erhebungsgemeinden. Außerdem versuchen wir in einem zweiten Abschnitt dieses Kapitels ein Resumé aus den Betrachtungen der Kapitel 2 bis 5 zu ziehen und Vorstellungen zu entwickeln, wie möglichst kostengünstig Daten für die Wohnungsnutzungskomponenten (COICOP 040) eines RPI beschafft werden können. Weil in diesem Zusammenhang „RPI-gerechte“ Mietspiegel eine nicht unwichtige Rolle spielen, gehen wir in einem abschließenden Teil des Abschnitts 6.2 noch einmal auf Mietspiegel ein.

¹⁴¹ Vgl. hierzu den Artikel „Wohnungsmärkte unter dem Röntgenshirm“ im Immobilienmarkt der Frankfurter Allgemeinen Zeitung vom 5. September 2008, Seite 45.

6.1 Methodische Fragen

In diesem Abschnitt geht es vor allem um die Konstruktion eines RPI betreffende Fragen. Im Vordergrund steht dabei das zu mietende bzw. zu kaufende Objekt und Fragen wie:

- a) Wie viele Objekte müssen jeweils in den zu vergleichenden Gemeinden (oder Regionen) einbezogen werden, um zu einer „repräsentativen“ Aussage zu kommen?
- b) Wie können die Objekte so detailliert, operational und standardisiert (einheitlich und verbindlich) beschrieben werden, damit sie auch zwischen den Gemeinden im Sinne des reinen Preisvergleichs verglichen werden können?

Es geht ferner um die Basis des Indexes (was wird „gleich“ 100 gesetzt? Die Bundesrepublik insgesamt oder ein Mittelwert aus den mit dem RPI verglichenen Gemeinden?) und um das Verhältnis der Miet- und Kaufkomponente des Indexes.

6.1.1 Notwendiger Stichprobenumfang

Im Alltagsleben wird gerne von „Repräsentativität“ gesprochen und ein beliebter Einwand ist, dass die Betrachtung von nur so und so viel Einheiten in einer Stichprobe nicht „repräsentativ“ sei. Bei genauerer Betrachtung (vgl. von der Lippe/Kladroba 2002) stellt sich heraus, dass „Repräsentativität“ kein Fachausdruck der Statistik¹⁴² ist und das mit dem Einwand Gemeinte besser mit dem Konzept des „Stichprobenfehlers“ zum Ausdruck gebracht (bzw. quantifiziert) werden kann.

Unter dem absoluten Stichprobenfehler e (error) eines Parameters θ versteht man die halbe Breite des Konfidenzintervalls von θ , und entsprechend ist der relative Fehler mit $e^* = e/\theta$ definiert. Eine sehr bekannte Abschätzung des für eine gewünschte Genauigkeit e (bzw. e^*) und Konfidenzwahrscheinlichkeit (= Sicherheit) bei gegebener Standardabweichung σ (bzw. Stichproben-Standardabweichung s) notwendigen (mindestens erforderlichen) Stichprobenumfangs n beruht darauf, dass man die Gleichung für e nach n auflöst. Man erhält

$$(5.1) \quad n > \frac{z^2 s^2}{e^2} = \left(\frac{z \cdot s}{e} \right)^2 = \left(\frac{z \cdot V}{e^*} \right)^2$$

mit dem Variationskoeffizienten V der geschätzten Standardabweichung $s = V$ und dem relativen Fehler $e^* = e/\bar{x}$.

¹⁴² In der Arbeit von der Lippe/Kladroba (2002) findet sich auch eine ausführliche Kritik an den meist nicht bedachten Konsequenzen des im Alltagsverständnis üblichen Begriffs von „Repräsentativität“.

Die Anwendung dieser sehr bekannten Abschätzung des notwendigen Stichprobenumfangs¹⁴³ scheint nicht abwegig zu sein, zumal auch im PPP-Manual der OECD (vgl. OECD 2006) in der gleichen Art gerechnet wurde. Es heißt dort (Textziffer 96): „On the assumption that price variation is usually between 5 and 15 per cent and that the desired level of precision is 10 per cent, participating countries are advised that between 5 and 10 observations are required for brand specific specification and between 15 to 20 observations are required for generic specifications.”

In der Fußnote hierzu ist die Formel t^2CV^2/SE^2 angegeben (dies entspricht in unserer Notation der Formel $z^2V^2e^{*2}$) und es ist für t der Wert 2 angenommen worden.¹⁴⁴ Gl. 5.1 scheint auch durch die mithilfe ihrer zugehörigen Faustformel ermittelten Ergebnisse plausibel zu sein:

Rechnet man als Beispiel mit $V = 0,25$ (Werte um 0,2 bis 0,3 scheinen realistisch zu sein¹⁴⁵) und einem *relativen* Fehler von 5 Prozent oder 10 Prozent (also $e^* = 0,05$ und 0,1) und einer Sicherheit von 95 Prozent ($z = 1,96$), dann erhält man für den erforderlichen Stichprobenumfang $\left(\frac{0,49}{e^*}\right)^2$ also 96,4 (bei $e^* = 0,05$) bzw. 24 (bei $e^* = 0,1$). Rechnet man der Einfachheit halber mit $z = 2$ statt 1,96, so ist der Ausdruck $0,5/e^*$ zu quadrieren, und man erhält 100 und 25 statt 96,4 und 24.

Tabelle 6.1: Notwendige Stichprobenumfänge $n = \left(\frac{2V}{e^*}\right)^2$ beim Vergleich von Mittelwerten (mittleren Mieten) und bei einer Sicherheit von 95 % ($z \approx 2$)

e^*	$V = 0,1$	$V = 0,2$	$V = 0,3$	$V = 0,4$
2,5 % ($e^* = 0,025$) $n = (80V)^2$	64	256	576	1.024
5 % ($e^* = 0,05$) $n = (40V)^2$	16	64	144	256
10 % $n = (20V)^2$	4	16	36	64
20 % $n = (10V)^2$	1	4	9	16

Die für die empirische Betrachtung vor allem relevante unbekannte Größe in Gl. 5.1 ist der Variationskoeffizient. Wie bereits in Kapitel 2.1 dargestellt, ist zu vermuten, dass die Preise interregional stärker streuen als intertemporal und dass dies ein Hauptgrund dafür ist, dass die regelmäßig für den VPI (also für den Zeitvergleich) gesammelten Daten zwar für den zeitlichen, nicht aber für den räumlichen Vergleich ausreichend gut sein dürften.

143 Am Ende dieses Abschnitts erwähnen wir noch eine alternative Herangehensweise bei der Frage, wie viele Objekte (Einheiten) zur Sicherstellung der Repräsentativität beobachtet werden sollten.

144 Es bleibt jedoch mysteriös, wie man mit der angegebenen Formel und den Werte 5 bzw 15 Prozent zu den im Zitat angegebenen Werten für n (zwischen 5 und 20) gelangt. Offenbar hat man bei einer brand specific specification mit Variationskoeffizienten zwischen 0,112 ($\rightarrow n = 5$) und 0,158 ($n = 10$) und bei einer generic specification mit Variationskoeffizienten zwischen 0,194 ($n = 15$) und 0,224 ($n = 20$) gerechnet. Es gilt $V2 = n/400$.

145 Vgl. Anhang Nr. 3.

Beim zeitlichen Vergleich (über Erhebungsorte) aggregierter Daten spielt die Streuung der Daten innerhalb der Orte keine Rolle, sofern nur den Mittelwerten jeweils die gleichen Wohnungen (innerhalb eines Ortes) und die gleichen Erhebungsorte zugrunde liegen. Beim regionalen Vergleich zwischen den Orten A und B ist es dagegen nicht nur wichtig, sicherzustellen, dass in den Orten A und B die gleichen Wohnungen miteinander verglichen werden, sondern auch, dass der Berechnung von mittleren Mieten eine ausreichende Anzahl von Wohnungen des gleichen Typs zugrunde liegt.

Wir haben deshalb versucht, Informationen zu bekommen, mit welchen Werten für V , dem vor allem relevanten Variationskoeffizienten, zu rechnen ist, wenn man zu realistischen Aussagen über den notwendigen Stichprobenumfang kommen möchte. Im Folgenden können wir hierzu zwei Angaben machen, einmal aufgrund der in Anhang Nr. 3 wiedergegebenen Variationskoeffizienten, die auf Daten der empirica GmbH beruhen und zum anderen aufgrund einer von uns gewünschten und seitens des LDS NRW freundlicherweise durchgeführten Sonderauswertung von Mietangaben im VPI von NRW.

Zwei Versuche, Variationskoeffizienten und damit erforderliche Stichprobenumfänge empirisch abzuschätzen

1. Variationskoeffizienten aufgrund von empirica Daten

Mit den Angaben von empirica haben wir einige durchschnittliche Variationskoeffizienten und sich daraus ergebende Stichprobenumfänge berechnet:

Tabelle 6.2 Abschätzung des Stichprobenumfangs bei verschiedenen Vorgaben zur Genauigkeit G (relativer Fehler e^*) und Sicherheit S

	V (Variationskoeff.)	$G = 10 \%,$ $S = 90 \%$ ($e^* = 0,1,$ $z = 1,6449$)	$G = 5 \%,$ $S = 95 \%$ ($e^* = 0,05,$ $z = 1,96$)
1. Mittel aus neun Städten in NRW*	0,24710	17	94
2. Dortmund (V_{\min})	0,13615	5	28
3. Solingen (V_{\max})	0,47182	60	342
4. Mittel aus sieben Städten**	0,23121	14–15	82

* Es handelt sich um die folgenden Städte, die zugleich Erhebungsgemeinden im VPI von NRW sind: Aachen, Bochum, Bonn, Dortmund, Düsseldorf, Essen, Krefeld, Solingen und Wuppertal (die übrigen Erhebungsgemeinden sind entweder in der Datenbank nicht vorhanden [wie Hagen, Moers und Siegen] oder nur als Landkreise, nicht Städte).

** 1 ohne 2 und 3.

Die Zeilen 2 und 3 betreffen Extremwerte. Empirisch relevanter dürften die Zeilen 1 und 4 sein. Danach ist bei einem relativen Fehler von ± 10 Prozent und einer Sicherheit von 90 Prozent mit etwa 14 bis 17 Wohnungen des gleichen Typs zu operieren, um Daten entsprechender Qualität (oder „Repräsentativität“) zu erhalten. Verlangt man eine doppelte Genauigkeit ± 5 Prozent (statt 10 %) und eine entsprechend größere Sicherheit (95 % statt 90 % Sicherheit), so sind 5- bis 6-mal so große Stichprobenumfänge von 80 bis 90 Wohnungen erforderlich.

Bei diesen Betrachtungen ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Variationskoeffizienten auch erheblich kleiner oder auch größer als die hier zugrunde gelegten Werte von 0,23 bzw. 0,25 sein können. Das zeigt sich auch bei der nachfolgenden Betrachtung.

2. Sonderauswertung der Mietenstatistik im Rahmen des VPI von NRW durch das Statistische Landesamt (LDS) NRW

Das Amt hat dankenswerterweise aus den 20 Erhebungsgemeinden drei ausgewählt, die uns namentlich nicht bekannt sind, aber offenbar jeweils für einen Gemeindetyp repräsentativ sind. Sie sind bezeichnet mit

1. größere kreisfreie Stadt
2. kleinere kreisfreie Stadt und
3. größere kreisangehörige Stadt.

Die Unterscheidung dürfte sich vor allem auf das Mietpreisniveau und wohl weniger auf die Streuung auswirken. Es zeigt sich auch in der Tat, dass beim Gemeindetyp 1 in der Regel das Mietniveau höher liegt (um bis zu 20,4 % beim Wohnungstyp 433 [oder Nr. 2] in Übersicht 3.1, d. h. einer größeren freifinanzierten Altbauwohnung, die je nach Gemeinde von sehr unterschiedlicher Relevanz sein dürfte), als in den beiden anderen Gemeindetypen. Eine Ausnahme könnte der Wohnungstyp (Meldebogennummer) 434, d. h. einer kleineren ($\leq 70 \text{ m}^2$) Neubau-Sozialwohnung sein, bei der das Mietniveau im Gemeindetyp 1 niedriger ist als in den beiden anderen Gemeindetypen (die sich offenbar hinsichtlich des Mietniveaus nicht signifikant unterscheiden dürften).

Die folgende Tabelle 6.3 stellt zunächst die uns zur Verfügung gestellten Ergebnisse der Sonderauswertung zusammen.

Tabelle 6.3: Anzahl, Mittelwerte und Streuung der im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik erhobenen Wohnungsmieten in NRW für verschiedene Städte

Gemeindetyp	Daten	Wohnungstyp MB-Nr. ^{a)}						Gesamt
		0432	0433	0434	0436	0438	0439	
1. größere kreisfreie Stadt	Anzahl n	33	13	20	29	77	4	176
	Mittelwert in €	302,88	496,24	206,72	429,46	276,12	586,73	321,83
	Standardabweichung	86,31	151,09	71,38	97,18	80,86	132,34	129,28
	Variationskoeffizient	28,50 %	30,45 %	34,53 %	22,63 %	29,29 %	22,56 %	40,17 %
2. kleinere kreisfreie Stadt	Anzahl n	12	23	33	82	16	6	172
	Mittelwert in €	227,53	363,62	265,37	382,25	278,44	585,96	343,99
	Standardabweichung	54,54	112,40	49,60	85,11	62,76	92,43	108,68
	Variationskoeffizient	23,97 %	30,91 %	18,69 %	22,26 %	22,54 %	15,77 %	31,59 %
3. größere kreisangehörige Stadt	Anzahl n	8	9	19	20	18	3	77
	Mittelwert in €	219,71	364,20	243,22	411,11	242,62	300,52	300,62
	Standardabweichung	48,66	42,59	41,25	69,48	59,30	119,48	97,12
	Variationskoeffizient	22,15 %	11,69 %	16,96 %	16,90 %	24,44 %	39,76 %	32,31 %
Gesamtanzahl ^{b)}		216	152	326	388	430	48	1.560
Gesamtmittelwert in € ^{b)}		267,72	412,04	256,98	423,74	284,71	552,25	331,78
Gesamtstandardabweichung ^{b)}		79,03	124,96	64,05	117,89	81,59	204,31	128,04
Gesamtvariationskoeffizient ^{b)}		29,52 %	30,33 %	24,93 %	27,82 %	28,66 %	37,00 %	38,59 %

Durchschnittliche Miete in Relation zum Gesamtmittelwert

Gemeindetyp	0432	0433	0434	0436	0438	0439
1	1,131	1,204	0,789	1,013	0,970	1,062
2	0,850	0,882	1,033	0,902	0,978	1,061
3	0,821	0,884	0,946	0,970	0,852	0,544

Quelle: Sonderauswertung des LDS Düsseldorf, Stand Juli 2008.

a) Die Meldebogennummer (MB) 439 betrifft den erstmals mit dem Indexsystem 2005 = 100 erhobenen Typ „vermietetes Einfamilienhaus“. Wie man sieht, ist die Erhebungsbasis in diesem Fall noch sehr schmal, da offenbar die entsprechende Statistik noch im Aufbau ist. Die MB 435 (größere Sozialwohnung) fehlt, da hier die Erhebung zentral erfolgt.

b) Die hier gemachten Angaben sind offensichtlich nicht aus den Angaben der drei ausgewählten Städte errechnet, sondern sie beziehen sich auf NRW insgesamt. Sonst wäre es auch nicht möglich, dass die Mieten bei MB 0438 für alle drei ausgewählten Gemeinden unter dem Gesamtdurchschnitt liegen.

Auffallend große Werte für den Variationskoeffizienten sind markiert. Aus dem Rahmen fallen die Werte 0,3976 (Typ. 439, also vermietetes EH) beim Gemeindetyp 3 oder auch die 30,9 bzw. 30,5 Prozent. Im ersten Fall liegen der Angabe einer Durchschnittsmiete jedoch mit $n = 3$ auch ganz erstaunlich wenige Beobachtungen zugrunde, die noch dazu zu einem Mietniveau führten, das weit unter dem Durchschnitt liegt (54,4 %). Offenbar handelt es sich bei diesem neu hinzugekommenen

Wohnungstyp um Einzelangaben, die nicht vergleichbar sind mit den eher massiert gelieferten Daten von gewerblichen Vermietern bei den gängigen Wohnungstypen.¹⁴⁶

Wir haben uns im Folgenden nicht die Frage gestellt, wie viele Wohnungen eines Typs bei gewünschter Genauigkeit und Sicherheit zu erheben wären, sondern wir haben den umgekehrten Weg beschritten und den absoluten Fehler e bzw. den relativen Fehler e^* berechnet, der mit Angaben auf der Basis einer Stichprobe des gegebenen Umfangs verbunden ist. Beide Betrachtungen, Fehler e und e^* , erscheinen uns sinnvoll. Es ist nützlich, sich zu vergegenwärtigen, was ein relativer Fehler von durchschnittlich 5 bis 7 Prozent (Tabelle 6.5.) eigentlich für einen Mieter bedeuten. Sie sind verbunden mit Unterschieden von ± 16 bis 22 € bei den Mieten (Tabelle 6.4).

Tabelle 6.4: Absoluter Fehler e der im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik erhobenen Wohnungsmieten in NRW unter der Annahme einer Sicherheit von 95 % ($z = 1,96$)

Gemeindetyp	MB-Nr.						Gesamt
	0432	0433	0434	0436	0438	0439	
größere kreisfreie Stadt	29,45	82,13	31,28	35,37	18,06	129,70	19,10
kleinere kreisfreie Stadt	30,86	45,94	16,92	18,42	30,75	73,96	16,24
größere kreisangehörige Stadt	33,72	27,83	18,55	30,45	27,39	135,20	21,69

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus der Sonderauswertung des LDS Düsseldorf, Stand Juli 2008.

Tabelle 6.5: Relativer Fehler e^* der im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik erhobenen Wohnungsmieten in NRW unter der Annahme einer Sicherheit von 95 % ($z = 1,96$)

Gemeindetyp	MB-Nr.						Gesamt
	0432	0433	0434	0436	0438	0439	
größere kreisfreie Stadt	0,0972	0,1655	0,1513	0,0824	0,0654	0,2211	0,0593
kleinere kreisfreie Stadt	0,1356	0,1263	0,0638	0,0482	0,1104	0,1262	0,0472
größere kreisangehörige Stadt	0,1535	0,0764	0,0763	0,0741	0,1129	0,4499	0,0722

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus der Sonderauswertung des LDS Düsseldorf, Stand Juli 2008.

Die relativen Fehler können in Einzelfällen jedoch auch erheblich größer sein und gut 10 bis 15 Prozent betragen und bei den vermieteten Einfamilienhäusern (EH) sogar 22 bis 45 Prozent betragen. In allen diesen Fällen dürfte die Zahl der in die Statistik eingeflossenen Mietobjekte deutlich zu gering sein. Das betrifft nicht nur die EH, sondern wohl auch in nicht geringem Maße die kleineren ($< 70 \text{ m}^2$) Wohnungen im Alt- und Neubau (MB 432 und 434).

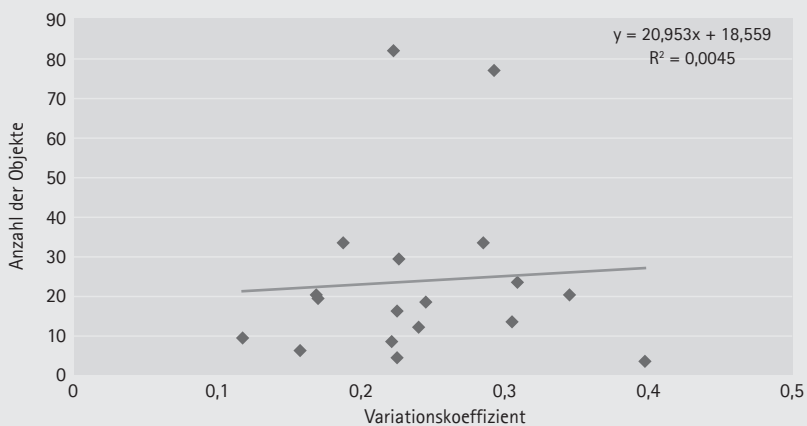
Es ist nicht uninteressant, einmal die Anzahl der je Wohnungstyp beobachteten Mieten nicht nur mit deren Gewicht im VPI (also deren „Relevanz“) zu korrelieren

¹⁴⁶ Auch in den beiden anderen hier ausgewählten Gemeinden ist die Zahl der betrachteten Objekte dieses Typs mit nur 4 und 6 erstaunlich klein. Rechnet man über alle Wohnungstypen, so ist auch auffallend, dass bei der hier ausgewählten Gemeinde des Typs 3 insgesamt doch recht wenig Wohnungen (nämlich 77) betrachtet wurden verglichen mit den jeweils über 170 Wohnungen der beiden anderen ausgewählten Gemeinden.

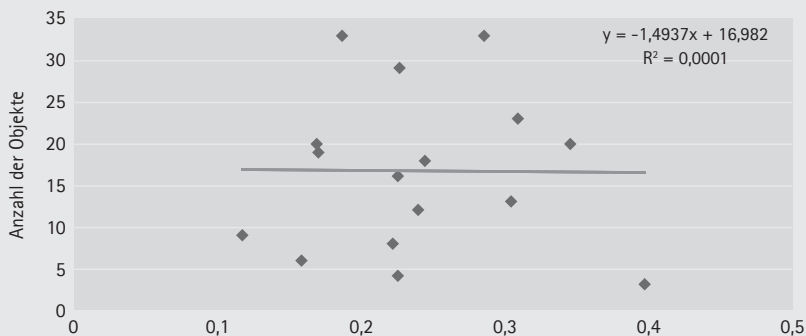
(wie eingangs in Kapitel 3 beschrieben),¹⁴⁷ sondern sie auch einmal mit der relativen Streuung (also den Variationskoeffizienten) zu korrelieren. Es hat sich dabei herausgestellt, dass die Bestimmtheit mit $r^2 = 0,0045$ (also $r \approx +0,067$) nur sehr schwach ist. Dabei gibt es allerdings offenbar zwei Ausreißer, mit relativ (gemessen am eher kleinen Wert für V) vielen Beobachtungen von 77 bzw. 82 Einheiten, nämlich MB 438 bei Gemeindetyp 1 und MB 436 bei Gemeindetyp 2 (jeweils frei finanzierte Neubauwohnungen).¹⁴⁸ Ohne diese beiden Datenpunkte reduziert sich das Bestimmtheitsmaß sogar von $r^2 = 0,0045$ auf $r^2 = 0,0001$, bei einer schwach negativen Korrelation.

Abbildung 6.1: Zusammenhang Variationskoeffizient (x-Achse) und Anzahl der im VPI bei drei ausgewählten Städten betrachteten Mietobjekte (y-Achse)

Zusammenhang Streuung – Anzahl der Objekte
voller Datensatz 18 Datenpunkte ($18 = 3 \cdot 6$)



Streudiagramm reduzierter Datensatz
reduzierter Datensatz (ohne die beiden „Ausreißer“) 16 Datenpunkte



147 Vgl. auch Anhang Nr. 1.

148 Es sind auch genau die Fälle in Tabelle 6.5, die mit 6,5 bzw. 4,8 Prozent außerordentlich kleine relative Fehler e^* haben.

Insgesamt sind also Streuung der Mieten und Anzahl der erhobenen Mieten mehr oder weniger *nicht korreliert*, so dass die Angaben der Statistik von sehr unterschiedlicher Genauigkeit sind (vgl. Tabelle 6.5).

Wir haben auch andere Betrachtungen über den notwendigen Stichprobenumfang angestellt, und so z. B. gefragt, wie groß muss der Stichprobenumfang (oder die Stichprobenumfänge n_A und n_B)¹⁴⁹ sein, um einen hypothetischen Unterschied $\mu_1 - \mu_2 = \Delta$ mit einer bestimmten Irrtumswahrscheinlichkeit aufgrund einer Stichprobendifferenz $\bar{x}_{iA} - \bar{x}_{iB} = \hat{\Delta}_i$ zweier mittlerer Preise des Wohnungstyps i in den Gemeinden A und B auf der Basis von n_A - bzw. n_B -Preisnotierungen¹⁵⁰ als signifikanten Unterschied zu erkennen.¹⁵¹ Weil n umso größer wird, je kleiner Δ ist, scheint das im vorliegenden Fall keine sinnvolle Fragestellung zu sein. Die Stichprobenumfänge werden um den Faktor $1 + \frac{2f}{(f-1)^2}$ (mit $f = \mu_1/\mu_2$) größer als bei Gl. 5.1,

was bei kleinem f also $\mu_1 \approx \mu_2$ ganz erheblich ist.¹⁵² Man könnte auch fragen: wie groß muss $n = n_A = n_B$ sein, damit statt μ wie in Gl. 5.1 ein Mittelwert $(\mu_1 + \mu_2)/2$ mit einer gewünschten Genauigkeit und Sicherheit geschätzt werden kann? Die Umfänge werden um den Faktor $1 - \frac{2f}{(f+1)^2}$ kleiner (und zwar bei kleinem f , also $\mu_1 \approx \mu_2$, ganz

erheblich kleiner) als bei Gl. 5.1. In beiden Fällen (Differenz und Mittelwert) spielt die Streuung (Varianz) der Summe bzw. Differenz $\sigma_{\bar{x}_{iA} - \bar{x}_{iB}}^2 = \sigma_{\bar{x}_{iA} + \bar{x}_{iB}}^2 = \frac{\sigma_{x_{iA}}^2}{n_A} + \frac{\sigma_{x_{iB}}^2}{n_B}$

die entscheidende Rolle. Insgesamt scheint uns somit die in diesem Abschnitt vorgenommene Betrachtung mit Gl. 5.1 einigermaßen überzeugend zu sein.

6.1.2 Überlegungen zur Standardisierung der Merkmale für eine Wohnungstypologie

Bekanntlich ist der wohl wichtigste Einwand gegen eine Verwendung des monatlichen VPI für Zwecke des regionalen Preisvergleichs der Umstand, dass die Warenbeschreibung zu vage ist, um den reinen räumlichen Preisvergleich zu gewährleisten (von der Lippe 2006d; von der Lippe/Breuer 2008a; Linz 2007). Hierauf ist in dieser Expertise immer wieder hingewiesen worden. Man kann dem zu begegnen versuchen mit der erwähnten, ab 2008 implementierten Erhebung ausführlicher Beschreibungsmerkmale (Linz 2007: 74 ff.). Dem entspräche bei der Dienstleistung „Miete“ eine detailliertere Festlegung zu den zu erhe-

149 Man kann leicht zeigen, dass für die folgenden Fragestellungen $n_A = n_B = n$ optimal ist.

150 Die hier als unabhängige Stichproben aufgefasst werden.

151 Vgl. zu dieser und ähnlichen Fragestellungen bei Stichprobenumfängen von der Lippe (1999b: 106).

152 Angenommen werden dabei gleiche Variationskoeffizienten bei jedoch ungleichen Mittelwerten.

benden Wohnungstypen in einem potenziellen RPI, d. h. es müsste ein Konsens darüber erzielt werden, wie die wichtigsten Merkmale einer Wohnung operational definiert werden und die Definition übereinstimmend in den verschiedenen Erhebungsgebieten angewendet werden kann. Das gilt auch dann, wenn die in Kapitel 3 beschriebene Wohnungstypologie beibehalten wird. Wenn fremde Datenquellen für den RPI benutzt werden oder auch Mietspiegel „RPI-tauglich“ gemacht werden sollen, dann ist sicherzustellen, dass dort diesem Konsens entsprochen wird.

Deshalb sollen im Folgenden einige Gedanken über den Gegenstand und die Reichweite dieses Konsenses angesprochen werden.

Es ist nahe liegend, sich an den sog. „wohnwertbestimmenden“ Merkmalen zu orientieren, die in den einschlägigen Vorschriften und Empfehlungen für Mietspiegel und im Gesetz¹⁵³ genannt werden. Danach sind *nur* zu berücksichtigen Art, Größe, Ausstattung, Beschaffenheit und Lage einer Wohnung. Sieht man von der Größe (Wohnfläche) ab,¹⁵⁴ so bereitet die Operationalisierung der Merkmale z. T. erhebliche Schwierigkeiten.¹⁵⁵

Es gibt bei den Merkmalen auch viele Überschneidungen und nicht eindeutige Zuordnungen. Zur „Art“ gehört nach den Empfehlungen für Mietspiegel z. B. auch die Unterscheidung Altbau/Neubau¹⁵⁶ wobei man unter der Konkretisierung des Merkmals „Beschaffenheit“ auch Sachverhalte findet, die ähnlich sind, oder zumindest hiermit korreliert sind, wie Bauweise, Zuschnitt (Grundriss), baulicher und energetischer Zustand und Baualter.

Darüber hinaus gibt es häufig Streitigkeiten über das „ob“ und „wie“ der Berücksichtigung von Modernisierungs- und Renovierungsarbeiten, die den genannten Merkmalen schwer zuzuordnen sind. Man kann Modernisierung als Änderung des „faktischen“ Baualters und damit als eine Frage der „Beschaffenheit“ auffassen, man kann aber auch argumentieren – wie dies bei Interessenvertretern der Mieter geschieht – die Modernisierung gehört zur Dimension „Ausstattung“, weil bei ihr ja gerade häufig die Ausstattung verbessert wird, z. B. die Bodenbeläge, die sanitären Einrichtungen, die Heizung etc., und eine über die veränderte

153 Das Gesetz schreibt in § 558 Abs. 2 BGB abschließend die oben genannten zu berücksichtigenden objektiven Wohnwertmerkmale vor. Subjektive Merkmale (des konkreten Mietverhältnisses) wie z. B. die Wohndauer sind ausdrücklich nicht zu berücksichtigen, obgleich sie ohne Zweifel preisbestimmend sind.

154 Aber auch die Größe ist nicht unproblematisch, was sich allein daran zeigt, dass es schwer sein dürfte, empirisch fundierte und regional einheitliche Größenklassen zu bilden. Das gilt auch für das Alter.

155 Für das Folgende siehe von der Lippe (2006c: 13 ff.). Probleme der Operationalisierung gibt es insbesondere bei der Ausstattung und Lage, worauf gleich zurückzukommen ist.

156 Daneben auch Merkmale wie abgeschlossene oder nicht abgeschlossene Wohnung, Größe und Art der Zimmer, Lage innerhalb des Hauses (Dachgeschoss, Souterrain etc.), wobei letzteres auch mit dem Merkmal „Lage“ korreliert, wenn man unter dieser auch die sog. „Mikrolage“ versteht.

Ausstattung hinausgehende Berücksichtigung der Modernisierung wäre dann als Doppelzählung abzulehnen.¹⁵⁷

Unter „Ausstattung“ wird ein mehrdimensionales Merkmal verstanden. Zu definieren und abzustufen ist es mit Blick auf Elemente wie Art der Heizung, Energieverbrauch, Zustand der Türen und Fenster sowie Fußböden und Bodenbeläge, Standard der Küchen- und Badausstattung, Vorhandensein von Wandschränken und anderen Einbauten, Aufzug, elektrischem Türöffner, Balkon, Gartennutzung, Kellerräumen, Speicher (früher wohl auch Waschküche) sowie anderer Dinge, die dem Mieter dauerhaft ohne gesonderte Vergütung zur Verfügung gestellt werden.

Nicht nur die Operationalisierung der einzelnen miteinander korrelierten Aspekte (wann ist eine Heizanlage „gut“, „mittel“ oder „schlecht“?), sondern auch die Zusammenfassung der in der Regel vielen Ausstattungsmerkmale – deren Relevanz für den „Mietwert“ z. T. keineswegs eindeutig ist – zu einem „Gesamtwert“ der Ausstattung muss Gegenstand einer vereinbarten Festlegung sein.

Problematisch ist ganz offensichtlich das Merkmal „Lage“.¹⁵⁸ Man versteht darunter Aspekte wie Verkehrsanbindung, Infrastruktur, Schulen, Einkaufsmöglichkeiten, Lärm/Ruhe, Nähe von Erholungsgebieten, Möglichkeiten für Freizeitaktivitäten etc., „Zentralität“ (Innenstadtnähe), aber auch das soziale Umfeld und die Art der Besiedlung (Hochhäuser oder überwiegend Eigenheime). Diskutiert wird auch die Unterscheidung zwischen Makrolage (In welchem Teil der Gemeinde liegt das Haus?) und Mikrolage (Ist die Wohnung im Souterrain? Gehen die Fenster zum größten Teil zur lauten und belebten Straßenseite oder zur Gartenseite auf?).

Zur Typisierung der Makrolage kann man die konkrete Straße, in der sich das Mietobjekt befindet, erheben und es kommunalen Institutionen überlassen, Maße der Lagegüte (gut/mittel/schlecht) einzelnen Straßen zuzuordnen, um so das Merkmale „Lage“ etwas zu objektivieren. Im Prinzip nicht sehr viel anders ist das von uns referierte Verfahren (das offenbar beim HPI angewendet wird, vgl. Abschnitt 3.2), dass man die relativen Bodenrichtwerte (also jeweils bestimmte Quantile ihrer Verteilung) heranzieht, um die Qualität der „Lage“ so „messbar“ zu machen. Hier entscheiden letzten Endes die erzielten Kaufpreise und der Sachverstand der Gutachter über die „Qualität“.¹⁵⁹

157 Das Gegenargument seitens der Vermieter ist, dass eine Wohnung aus dem Jahre 1935 trotz Modernisierung der Fußböden eine geringere Miete erzielt als eine Wohnung von 2000 mit Fußböden gleicher Qualität. Worauf es hier (wie generell in der Preisstatistik) ankommt, ist nicht das Urteil des Fußbodenexperten, sondern das subjektive Nutzenempfinden des Nachfragers (Mieters).

158 In den „Hinweisen zur Erstellung von Mietspiegeln“ wird es beschrieben als „ein komplexes und in seiner Wirkung umstrittenes Wohnwertmerkmal“ (von der Lippe 2006d), was allein schon zeigt, dass man von einer Operationalisierung oder gar Quantifizierung weit entfernt ist.

159 Unter Wettbewerbsbedingungen ist davon auszugehen, dass eine Lage umso teurer ist je begehrter sie ist und der Preis somit die Qualität in den Augen der „Nutzer“ widerspiegelt. Diese Quantifizierung der Lage, eines ansonsten schwer fassbaren Merkmals, wäre somit nicht nur bequem, sondern auch theoretisch zu rechtfertigen.

Unklar ist, ob und inwiefern einer standardisierten Beschreibung von Wohnungstypen auch subjektive Merkmale zugrunde gelegt werden sollen. Im Mietspiegel dürfen sie, wie gesagt, explizit *nicht* berücksichtigt werden. Dazu gehören

- persönliche Eigenschaften des Mieters (Alter, Geschlecht, Beruf, Nationalität usw.) und
- die bisherige Dauer des Mietverhältnisses.

In der Literatur spielt der zuletzt genannte Punkt als „tenancy discount“ (oder „Bonus für Sesshaftigkeit“ (Behring 1988) eine nicht unerhebliche Rolle.¹⁶⁰ Wir haben darauf bereits wiederholt hingewiesen.

Abschließend ist noch zu bemerken, dass die angesprochenen Probleme im Falle eines Mietspiegels vielleicht erheblich gravierender sind als beim RPI. Denn letzterer kann sich auf einige wenige Wohnungstypen und hinsichtlich der Beschreibungsdimensionen jeweils auf eine mittlere Variante beschränken, während ein Mietspiegel ein möglichst breites Spektrum von Wohnungstypen abdecken soll und Beträge für Zu- bzw. Abschläge angeben muss, die bei positiven bzw. negativen Abweichungen von der mittleren Variante anzusetzen sind.

6.1.3 Basis der RPI-Indexformel

Auch ein RPI braucht eine Basis, d. h. eine Raumeinheit, deren Verbraucherpreisniveau 100 gesetzt wird. Zur Wahl stehen eine konkrete Stadt (etwa Berlin = 100), der Bundesdurchschnitt (der auch die nicht im RPI ausgewählten Städte umfasst)¹⁶¹ oder ein Durchschnitt, der aus den im RPI ausgewählten Städten (oder allgemeiner „Raumeinheiten“) gebildet wird. Die letzte Lösung dürfte wohl die schlechteste sein. Wir haben diese Vorgehensweise kritisiert bei der Studie „Die reale Kaufkraft in Bayern 2002“ des Bayerischen Wirtschaftsministeriums (von der Lippe 2006d), auf die sich auch eine Verfassungsbeschwerde stützte. In dieser Studie wurde der Versuch unternommen, einen Landesdurchschnitt (Bayern insgesamt) für den VPI aus den Ergebnissen der Statistik für die Gemeinden zu berechnen. Dabei ist zu bedenken, dass die Statistik abgestuft ist: In 3 Gemeinden (den großen Städten München, Augsburg, Nürnberg) wird das volle Erhebungsprogramm durchgeführt, in der nächsten Gruppe von 11 kleineren Städten wird ein reduziertes Programm durchgeführt und in 7 weiteren Gemeinden werden noch weniger Preise für den monatlichen VPI erhoben. Der Landesdurchschnitt wurde dann einmal auf Basis

¹⁶⁰ Vgl. sehr ausführlich Hoffmann/Kurz (2002), aber auch Behring (1988).

¹⁶¹ Auf eine solche Aussage bezieht sich ja auch der VPI für das Bundesgebiet.

von 3, dann von $3 + 11 = 14$ und schließlich von $14 + 7 = 21$ Gemeinden errechnet. So gelangte die Studie des Wirtschaftsministeriums zu einer Zahl für „Bayern insgesamt“, die zwischen 90,6 (beim 3-Gemeindenvergleich) und 76,6 (beim 21-Gemeindenvergleich) Prozent von München schwankte, was allein schon Misstrauen erregen sollte, denn Bayern kann nicht sowohl 9,4 v. H. als auch 23,4 v. H. billiger sein als München.¹⁶²

6.1.4 Miet- und Kaufpreiskomponente im RPI

Man muss davon ausgehen, dass die bisher übliche Betrachtung des eigengenutzten Wohnraums (owner occupied dwelling [kurz OOD] bzw. owner occupied housing, oder einfach owner occupation) nach der Mietäquivalenzmethode nicht aufrechterhalten werden kann. Bisher war OOD eine Frage der Gewichtung. Wird ein bestimmter Wohnungstyp verstärkt vom Eigentümer eigengenutzt, so erhält er ein größeres Gewicht. Eine Erhebung weiterer Mietangaben wegen der Eigennutzung war nicht notwendig.

Wird OOD künftig anderes als mit der Mietäquivalenzmethode im Index berücksichtigt,¹⁶³ etwa mit dem Nettoerwerbsansatz (net acquisition approach) so fließt in den VPI (und damit auch in den RPI) neben der Mietenstatistik eine weitere Statistik ein. Für diese Situation ist der in Entwicklung befindliche Häuserpreisindex (HPI) gedacht. Anders als bei der Mietenstatistik haben wir hier jedoch nicht ausgewählte Immobilienobjekte (Wohnungstypen), deren Gewicht aus der EVS und anderen Quellen abgeleitet wird, sondern es wird wohl eher¹⁶⁴ ein Preisniveau auf der Basis aller gemeldeten Bauten angestrebt. Offenbar sind die Miet- und die Kaufpreiskomponente methodisch unterschiedlich konstruiert, und es ist noch nicht über alle Fragen bei der Kombination der beiden Komponenten entschieden worden.

6.2 Zusammenfassende Beurteilung der Datenquellen

In diesem Abschnitt präsentieren wir zwei Übersichten, die es erleichtern mögen, die Datenrecherche der Kapitel 2 bis 5 zu überblicken und zu einer abschließenden

¹⁶² In der Presse, aber auch in Schriftsätzen, wurde das Ergebnis der Studie dann meist in der Weise zitiert, dass München 23,4 v. H. über dem Landesdurchschnitt läge. Es bestand meist keine Vorstellung darüber, dass es einen Unterschied macht, ob man München oder Bayern als Basis (100 v. H.) wählt. Die korrekte Aussage wäre gewesen, dass München nicht 23,4 v. H. über dem Landesdurchschnitt liegt, sondern 30,5 v. H. (denn $100/76,6 = 1,305$). Wird das berücksichtigt, dann ist der Unterschied zu unserem Ergebnis (rund 21 v. H.) nicht unerheblich.

¹⁶³ Vgl. von der Lippe (2007: 397 ff.) zu einer ausführlichen Darstellung der Vor- und Nachteile der hier zur Diskussion stehenden Methoden zur Behandlung von OOD.

¹⁶⁴ Zumindest im Segment „schlüsselfertiges Bauen“, in dem man sich der Daten der Gutachterausschüsse bedient.

Beurteilung der Eignung der Datenquelle für einen RPI zu gelangen (erster Teil). Weil bei diesem Versuch einer Würdigung der Datenquellen die Mietspiegel eine nicht geringe Rolle spielen, fügen wir im zweiten Teil dieses Abschnitts noch ein paar weitere Bemerkungen zu Mietspiegeln an.

6.2.1 Würdigung der Quellen auf Basis der Axiome

Die rationelle Beschaffung von Mietpreisen als besonders stark ins Gewicht fallende Komponente des Verbraucherpreisniveaus steht im Vordergrund unserer Betrachtung. Inwieweit Immobilienpreise für einen RPI bedeutsam sind und entsprechende Angaben in den VPI und damit auch in den RPI „einzubauen“ sind, ist noch nicht völlig klar. Daten zu Immobilienpreisen spielen deshalb in unserem Versuch einer Würdigung der Quellen eine geringere Rolle.

Hinsichtlich der Mieten erscheint es uns empfehlenswert, für Zwecke eines RPI

- Daten in enger Anlehnung an die Methodik des VPI zu erheben (Axiom A7), wobei eine spezielle amtliche (Struktur-)Erhebung auf (hinsichtlich des Umfangs der erhobenen Fälle je Wohnungstyp) breiterer Basis und detaillierterer Typenbeschreibung als bei der vierteljährlichen Mietenstatistik im Rahmen des VPI denkbar wäre, oder bevorzugt
- eine Erhebung der Daten in Kooperation mit den jeweiligen Produzenten von Mietspiegeln in den Gemeinden durchzuführen, wobei sicherzustellen ist, dass die Methoden einheitlich und „RPI-gerecht“ sind, d. h. auch Mieten für nicht mietspiegelrelevante, den VPI-Wohnungstypen entsprechende Wohnungen erhoben werden müssen und genügend preisbestimmende Merkmale erfasst werden, um Qualitätsunterschiede zwischen den Gemeinden rechnerisch zu eliminieren;
- eine ausschließliche Nutzung vorhandener nichtamtlicher Daten, etwa von BulwienGesa AG, empirica oder dem IVD ist demgegenüber nicht zu empfehlen, auch wenn sie kostengünstiger sein dürfte, weil diese Daten meist nicht konzeptgerecht sind (z. B. Angebots- statt Transaktionspreise, nur Neuvermietungen), nicht alle Segmente des Mietwohnungsmarkts umfassen, die Einheitlichkeit der Methodik über die Regionen und der reine Preisvergleich nicht sichergestellt sind und meist auch die Methodik nicht so transparent dokumentiert ist, wie dies bei einer amtlichen Statistik erforderlich ist. Diese Daten sind jedoch gleichwohl zur Plausibilitätskontrolle herangezogen worden.

Für die Nutzung von Daten aus Mietspiegeln, auf deren methodisch korrekte Produktion nach Möglichkeit eingewirkt werden sollte, spricht vor allem, dass

hier mit viel Aufwand Daten erhoben werden, die hinsichtlich der Mieten (auch Bestandsmieten, tatsächliche Transaktionsmieten und nicht Angebotspreise, sehr verschiedene Wohnungstypen etc.) sehr umfassend sind. Hierbei auftretende Erhebungsprobleme wären auch bei einer amtlichen Strukturhebung zu gewährleisten.

Hinsichtlich der Immobilienpreise erscheint es uns empfehlenswert für Zwecke eines RPI

- den amtlichen Häuserpreisindex (HPI) weiter auszubauen und zu versuchen, ausreichend viele Daten für regionale Vergleiche zu sammeln und Qualitätsunterschiede zwischen den Gemeinden hedonisch zu berücksichtigen und auch hier
- andere Quellen zur Plausibilitätskontrolle heranzuziehen und evtl. ergänzend in die Schätzung einzubeziehen (etwa Angebotspreise aus Anzeigen, wenn zu wenig auswertbare Kaufverträge vorliegen).

Für die Begründung unserer Überlegungen dürften auch die beiden nachfolgenden Übersichten von Interesse sein.

Tabelle 6.6: Datenquellen für Mieten (M) und Kaufpreise (P) von Immobilien*

Datenquelle	Beschreibung	Stärken	Schwächen
BulwienGesa AG (M+P)	Nutzung vieler Quellen und Expertenurteile	Erfüllung von A4 und A5 wird zugesichert; lange Erfahrung	Datengrundlage und Methoden nicht transparent (A1 wohl nicht erfüllt)
empirica (M+P)	primär Angebotspreise in Zeitungen etc.	bundesweit mit einheitlicher Methodik; Plausibilität der Ergebnisse ^{b)}	Angebotspreise \neq Transaktionspreise ^{c)} ; Mehrfachanzeigen? Bestandsmieten?
GEWOS GmbH und BBR ^{a)} (M+P)	beide fußen auf Daten der Gutachterausschüsse; Indexprodukt DEIX	gute Flächenabdeckung bei GEWOS. Bei BBR (und LBS) auch Differenzierung nach Neubau- und Bestand	Daten durch Struktureffekte verfälscht (A4 verletzt); Methoden bei GEWOS nicht sehr transparent (A1!)
Maklerdaten (IVD, LBS) (M+P)	Preisspiegel ^{d)} auf Basis der Angaben von Berichterstattern	bisher häufigste Quelle für Marktanalysen, daher lange Zeitreihen möglich	meist nur großstädtische Märkte; Einschätzungen nicht objektivierbar
Mieten im VPI (nur M)	Vermieter schriftlich befragt	detaillierte Wohnungstypologie (aber eventuell nicht mehr aktuell)	zu wenig Angaben je Gemeinde für einen Vergleich
Mieten im MZ (nur M)	Befragung von Mietern	viele Wohnungs- und Haushaltsmerkmale zus. mit Miete	zu wenig Angaben je Gemeinde für einen Vergleich
SOEP (nur M)	Befragung von Mietern	auch Wohnbiographie und subjektive Merkmale erfasst	zu geringe Fallzahlen je Gemeinde für RPI-Vergleiche

Fortsetzung Tabelle 6.6			
Wohngeldstat. (nur M)	Daten von Wohn- geldempfängern	Details zu persönl. und Wohnverhältnissen der Wohngeldempfängern	nur unteres Segment des Wohnungsmarkts
amtl. HPI (nur P)	Daten der GA und Bau- preisindizes	A5 erfüllt; anteilige Grundstückswerte herausgerechnet	unvollständig; Unter- schiede bei GA in den Ländern
Gutachterauss- schüsse (GA) (nur P)	von GA gesammelte An- gaben von Notaren	kontinuierliche Erfas- sung, quasiamtliche Preisangaben	unterschiedliche Struk- turen und Standards der Datenaufbereitung in den Ländern
HVB Expertise GmbH (nur P)	Basis: Kreditverträge (kreditierte Immobilien- käufe)	jährl. ca. 60.000 Kauffälle in ca. 500 Städten; dif- ferenziert nach Lage und Objektklassen	Qualität der Objekte be- urteilt durch bundesweit ca. 120 Wertgutachter
Hypoport AG (nur P)	1/4-jährlich, Basis: Kredit- verträge, Preisindex HPX	Differenzierung nach Wohnungen, neuen und gebrauchten (second hand) Häusern	relativ neue Statistik, Qualität noch schwer zu beurteilen; vermutlich sample bias
vdp ^{d)} (nur P)	„Transaktionsdatenbank“ (Auswertung HVB Ex- pertise)	gute Basis zur Qualitäts- bereinigung (Axiom A6)	(noch) geringe Daten- basis, evtl. nicht repräsentativ für Grund- gesamtheit der Käufe
<p>* Hierfür wurde u. a. als Quelle verwendet: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2007 239 ff.).</p> <p>a) Auswertung Annoncen, das BBR in Bonn betreibt auch ein Bodenmarktberichtssystem.</p> <p>b) BBR (2007: 242) stellte fest, dass Mietergebnisse „in einem sehr plausiblen Korridor der Mietspiegelergebnisse oder auch der Ergebnisse der Maklerverbände liegen“.</p> <p>c) Das Argument gilt nicht entsprechend für Mieten. Es zeigte sich jedoch auch, dass die tatsächlich gezahlten Mieten auch in aller Regel niedriger sind als die Angebotsmieten im Internet oder in den Zeitungen. Das gilt besonders für Sozialwohnungen, die im Internet unterrepräsentiert sind.</p> <p>d) des IVD und der LBS.</p> <p>e) Verband deutscher Pfandbriefbanken.</p>			

Tabelle 6.7: Beurteilung der Datenquellen für Mieten und Kaufpreise von Immobilien im Hinblick auf Axiome von Kapitel 2.2.2

A1	Dokumentation der Methode	A6	weitere Merkmale, Hedonik
A2	Stichprobe (Umfang, kein bias)	A7	Verzahnung mit VPI ^{a)}
A3	Kontinuität	A8	auch Bestandsmieten enthalten
A4	reiner Preisvergleich	A9	COICOP Positionen identifizierbar ^{b)}
A5	Standardisierung der Konzepte	A10	Kooperationsbereitschaft
<p>a) Hinsichtlich Wohnungstypen (7a) und Erhebungsorten (7b).</p> <p>b) Nettomiete (im Sinne COICOP 041) kann von Nebenkosten getrennt werden.</p>			

	Axiome Kapitel 2.2.2									
Datenquelle	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7a/b	A8	A9	A10
amtliche Quellen										
Kapitel 3										
VPI	■	▲/■	▲	▲	▲	▲	▲/▲	▲	▲	▲
HPI (Häuserpreisind.)	▲	■	■	■	△	▲	△/△	▲	*	▲
Kapitel 4 (ergänzende Erhebungen)										
Mikrozensus	▲	▲	▲	■	△	▲	▲/△	▲	▲	▲
GWZ	▲	▲	△	■	△	▲	▲/▲	▲	■	▲
EVS/LWR	▲	■	▲	■	△	▲	▲/△	▲	▲	▲
Wohngeldstatistik	▲	△	▲	▲	△	■	△/▲	▲	△	▲
nichtamtliche Quellen (Kapitel 5)										
Mieten und Preise										
Bulwien	△	△	■	■	■	▲	△/△	△	▲	▲
IVD	△	△	△	△	■	▲	△/▲	△	▲	▲
empirica	■	△	△	■	■	▲	△/▲	△	▲	▲
IDN	△	△	△	△	△	▲	△//▲	△	▲	▲
nur Mieten										
Mietspiegel	▲	△	▲	△	△	▲	△/■	△	▲	■
SOEP	▲	△	▲	△	▲	▲	▲/△	▲	■	?
nur Immobilienpreise										
LBS	△	△	△	△	■	▲	△/△	*	*	?
vdp	■	△	△	■	■	▲	*/△	*	*	▲
HVP	△	△	△	△	■	▲	■/▲	△	▲	?
Hypoport	△	△	△	△	△	△	*/△	*	*	?
Gutachterauschüsse	▲	△	△	△	△	△	*/△	△	*	△
Legende:										
▲ = Axiom erfüllt										
■ = Axiom teilweise erfüllt										
△ = Axiom nicht erfüllt										
* = Axiome auf diese Quelle nicht zutreffend										

6.2.2 Spezielle Kriterien zur Verwendbarkeit von Mietspiegeln als Datenquelle

Qualifizierte Mietspiegel (im Folgenden MS) unterscheiden sich von anderen nicht-amtlichen Quellen primär dadurch, dass sie nicht kommerzielle Veranstaltungen sind und ihnen auch meist eigens zu ihrer Erstellung mit nicht unerheblichem Aufwand durchgeführte Erhebungen zugrunde liegen. Da es Primärerhebungen sind, bieten sie Gestaltungsmöglichkeiten, und es müsste zumindest im Prinzip möglich

sein, bei künftigen MS den Belangen eines RPI Rechnung zu tragen, und so die Datenbeschaffung für – wenigstens einen Teil – der im RPI zu erfassenden Wohnungstypen zu erleichtern.¹⁶⁵ Es ist deshalb geboten, die Verwendbarkeit von MS für Zwecke des RPI sehr ernsthaft zu prüfen.¹⁶⁶

Andere Datenquellen haben demgegenüber oft den Nachteil, dass solche Gestaltungsmöglichkeiten nicht existieren, die Daten selbst nicht konzeptgerecht sind (z. B. bei Anzeigen) und den an der Datenproduktion beteiligten Personen und Institutionen nur partielle und interessengeleitete Einsichten in den Mietmarkt möglich sind (das gilt z.B. für Makler, aber z. T. auch für Geldinstitute).

Wir kommentieren im Folgenden zwei Problembereiche von Mietspiegeln im Hinblick auf deren Verwendbarkeit für einen RPI.

Auswertungsprobleme, Gütekriterien

Wir setzen im Folgenden etwas Vertrautheit mit den Aufgaben und Methoden eines MS voraus. Bei der Beurteilung konkreter MS sind Kriterien vorgeschlagen worden,¹⁶⁷ die über die von uns in Kapitel 2 genannten 10 Axiome hinausgehen (und spezieller sind als diese), wie etwa

1. die Güte der Anpassung der Mieten gem. MS an die tatsächlichen Mieten,
2. die „Ausschöpfungsquote“ oder „Reichweite“ eines MS-Modells, die Berücksichtigung von Interaktionen¹⁶⁸ und
3. eine ausreichende Differenziertheit¹⁶⁹ („Auflösungsvermögen“).

Das erste Kriterium (auch „Varianzaufklärung“ genannt) dürfte eine Selbstverständlichkeit sein. Es ergibt sich daraus, dass die Mietangaben im MS einem Modell (bei der Regressionsmethode) entspringen, das mehr oder weniger gut den Daten angepasst sein kann, oder Mittelwerte über mehr oder weniger homogene Teilgesamtheiten (bei der Tabellenmethode) darstellen. Mit der Ausschöpfung ist gemeint, dass mit dem MS auch möglichst viele Wohnungstypen der mietspiegelrelevanten Wohnungstypen erfasst werden. Abgesehen davon, dass dies ein schon für

165 Bekanntlich sind z. B. Sozialwohnungen, die im VPI nach wie vor eine nicht unerhebliche Rolle spielen, nicht Gegenstand eines Mietspiegels.

166 Ob in einer Gemeinde eine Einflussnahme auf Ergebnisse (oder gar deren Manipulation) des MS vorliegen könnte, ist jeweils von Fall zu Fall zu entscheiden. Vor einer Benutzung der MS-Daten für den RPI ist entsprechenden Hinweisen nachzugehen.

167 Für das Folgende vgl. Blinkert/Höfflin (1994).

168 Interaktion zwischen zwei Variablen x_1 (Wohnumfeld) und x_2 (Zentralität) liegt vor, wenn x_1 in Teilgesamtheiten nach x_2 unterschiedlich mit y korreliert ist. Es kann sein, dass das soziale Umfeld mehr Einfluss auf die Miete hat bei einer Wohnung am Stadtrand, wo man vielleicht mehr auf das soziale Umfeld achtet, als bei einer Wohnung im Stadtzentrum, was hinsichtlich des Umfelds homogener ist.

169 D. h. der Mietspiegel erlaubt Aussagen über möglichst viele Wohnungstypen in möglichst detaillierter Differenzierung (Ideal der Einzelfallgerechtigkeit bei der Vergleichsmiete).

die Zwecke eines MS zweifelhaftes Kriterium¹⁷⁰ ist, dürfte es bei der Verwendung eines MS für Zwecke des RPI eher irrelevant sein, sofern nur der MS Angaben zu den für den RPI ausgewählten Wohnungstypen enthält. Das zweite Kriterium kann auch im Konflikt stehen mit dem ersten (und auch mit dem vierten), weil eine bessere Anpassung auch durch Ausklammern von Teilen des Mietmarkts erreicht werden kann.

Es ist verdienstvoll, Kriterien für die Güte eines MS aufzustellen. Ob sie auch nützlich sind, um über die Übernahme vorhandener MS-Daten für einen RPI zu entscheiden oder über die Produktion künftiger „RPI-gerechter“ MS zu beraten, ist eine andere Frage.¹⁷¹ Es ist nämlich auch zu bedenken, dass die oben genannten Kriterien

- den Zweck eines MS im Auge haben, während ein RPI ganz andere Zwecke verfolgt, und deshalb andere (z. T. weniger anspruchsvolle) Kriterien verlangt,
- nicht auch explizit die im Kapitel 5 erwähnten Beobachtungen hinsichtlich interessengeleiteter Einflussnahme oder gar Manipulationen thematisieren und
- sich die Kriterien schließlich auch nur auf die Auswertungs-, nicht auch auf die Erhebungsarbeiten im Zusammenhang mit einem MS beziehen.

Beim MS ist es wichtig, möglichst detailliert für die verschiedensten Wohnungstypen eine Miete angeben zu können, es gilt (im Interesse der Einzelfallgerechtigkeit), für *viele* Wohnungen eine Vergleichsmiete zu beziffern. Beim RPI gilt es dagegen, *einen* Gesamtmittelwert über einige (nicht alle) Wohnungen einer Gemeinde angeben zu können, der allerdings mit dem entsprechenden Gesamtmittel anderer Gemeinden vergleichbar sein muss. Die Kriterien 2 und 4 sind daher für einen RPI weniger relevant. Die Kriterien 1 und 3 beziehen sich auf eine Modellbetrachtung, die aber beim RPI, der eine „bloße“ deskriptive Statistik ist, nicht vorliegt (oder nicht vorliegen muss). Kurz gesagt: nicht Differenziertheit oder Modellgüte ist beim RPI gefordert, sondern regionale Vergleichbarkeit, d. h. gleiche Methoden.

Erhebungsprobleme bei MS und vermutlich auch anderen potenziellen Erhebungen

Es wird oft gesagt, dass die Repräsentativität der Erhebung¹⁷² entscheidender ist als alle methodischen Fragen im Zusammenhang der Auswertung. Wenn man in diesem Punkt bei der Erstellung des MS sorgfältig vorgegangen ist, dann sollten

170 Warum kann ein MS nicht nur für die häufigsten Wohnungen eine Aussage machen, und warum sollte er dies genauso auch für ausgesprochen seltene Wohnungstypen tun müssen?

171 Der Schluss dürfte jedoch gerechtfertigt sein, dass ein MS, der kaum den genannten Gütekriterien eines MS genügt, auch keine Vertrauen erweckende Grundlage für das Mietniveau einer Gemeinde in einem RPI sein kann.

172 Vgl. ausführlich hierzu ein ganzes Kapitel (Kapitel 3) in von der Lippe (2006c).

Mängel hinsichtlich der „Repräsentativität“¹⁷³ nicht notwendig gleich zur Ablehnung eines ansonsten brauchbaren MS führen, denn es ist zu bedenken, dass man vermutlich auch bei einer teureren, speziell für den RPI veranstalteten Erhebung mit ganz ähnlichen Problemen zu kämpfen hätte wie bei der Erhebung für einen Mietspiegel, wie beispielsweise

- das Nichtvorhandensein einer geeigneten Auswahlgrundlage (sampling frame) auf kommunaler Ebene, um eine Stichprobe als Zufallsauswahl zu ziehen und
- Nichtbeantwortung im beträchtlichen Ausmaß.

Was den ersten Punkt betrifft, so möge eine von uns durchgeführte Voruntersuchung zur Vorbereitung eines MS einer Gemeinde in NRW ein illustratives Beispiel sein.

Ein Problem ist in den meisten Städten, dass kein aktuelles Wohnungsregister besteht, in dem auch Merkmale der Mietspiegelrelevanz einer Wohnung erfasst werden, wie z. B. Zeitpunkt der letzten Mietfestsetzung oder die Nutzungsart. Dies macht die Abgrenzung der Grundgesamtheit aller mietspiegelrelevanten Wohnungen vor Beginn der Erhebung unmöglich.¹⁷⁴

Den meisten Städten steht als Datengrundlage eine alle Gebäude und deren Besitzer (bzw. der Wohnungsbesitzer bei Eigentumswohnungen) des Stadtgebietes umfassende Liste (jeweils mit Anschrift des Gebäudes und des Besitzers) zur Verfügung.¹⁷⁵ Für die Konstruktion des Stichprobenplans, weist diese Gebäudeliste als Datengrundlage jedoch mehrere Schwachstellen auf:

- aus der Datei ist nicht ersichtlich *wie viele* Wohnungen sich in den Häusern befinden
- es kann nicht mit Sicherheit gesagt werden, ob das gesamte Haus oder welcher Teil der Wohnungen vom Eigentümer selbst genutzt werden
- es sind keinerlei weitere Merkmale der Häuser, wie Baujahr oder Art der Mietverhältnisse, enthalten, die eventuell die Ziehung einer geschichteten Stichprobe erlauben würden.

Zur Lösung des ersten Problems werden häufig Anfragen über die Zahl der Stromzähler jedes Hauses beim zuständigen Energieversorger in Erwägung gezogen. Jedoch kann auch aus einer solchen Information nicht mit Sicherheit eine Aussage über die tatsächliche Wohnungszahl und deren Nutzungsart (gewerblich oder

173 Es ist bezeichnend, dass dies kein Fachausdruck der Statistik ist, sondern ein beliebter (und entsprechend unexakter) Begriff der Alltagssprache.

174 In einigen Städten, wie beispielsweise Heidelberg oder München, werden daher zunächst umfangreiche (kostenaufwändig und auch methodisch nicht unumstrittene) Telefonumfragen unter den Haushalten der Stadt durchgeführt, um den Umfang und die Struktur der Grundgesamtheit abschätzen zu können.

175 Diese Listen werden für die Erhebung der Grundsteuer bei den Finanzbehörden der Gemeinden geführt.

privat) getroffen werden, da die Gesamtzählerzahl nicht mit der Wohnungszahl übereinstimmen muss (Treppenhausbeleuchtung etc.) und auch gewerbliche Nutzer Privatkundenverträge mit Stromversorgern abschließen. Weitere Datenquellen, die als Grundlage für die Abgrenzung der Grundgesamtheit dienen könnten, stehen in der Regel nicht zur Verfügung, so dass deren Umfang vor der Erhebung nicht bekannt ist.

Ein weiteres Problem stellen die von Stadt zu Stadt unterschiedlichen Erhebungszeitpunkte dar, die bei einer Nutzung der Mietspiegeldaten zur RPI-Berechnung vereinheitlicht werden müssten. Im Zuge einer solchen methodischen und konzeptionellen Vereinheitlichung könnte auch auf eine Erweiterung der Erhebung auf nichtmietspiegelrelevante Wohnungen hingearbeitet werden, die zwar nicht in die Mietspiegelberechnung einfließen, aber für die RPI-Berechnung genutzt werden könnten, so dass diese Datenquelle auch das Axiom A7a erfüllen würde. Da bei der Mietspiegelerhebung wegen der nicht genau abzugrenzenden Grundgesamtheit der mietspiegelrelevanten Wohnungen sowieso auch Mieter bzw. Vermieter von nichtmietspiegelrelevanten Wohnungen angeschrieben werden und über bestimmte Merkmale der Fragebögen als solche identifiziert werden, würde der zusätzliche Aufwand der Erhebung auch solcher Wohnungen nicht so stark ins Gewicht fallen und könnte durch entsprechende Aufwandsentschädigung durch die RPI-Produzenten kompensiert werden.

Eine Kooperation zwischen den Mietspiegelparteien, vertreten durch die Dachverbände Deutscher Mieterbund e. V., Haus & Grund Deutschland und den Deutschen Städte- und Gemeindebund, und den RPI-Produzenten könnte nach unserer Einschätzung erhebliche Vorteile für beide Seiten bringen. Eine methodische Vereinheitlichung der Erhebung würde brauchbare und wohl auch bezahlbare Daten für den RPI liefern, die den von uns gestellten, und in den Axiomen in Kapitel 2 formulierten, Anforderungen weitestgehend genügen würden. Die Mietspiegelerstellung würde wegen des Wegfalls vieler strittiger Fragen bei der Konzeption der Mietspiegelerstellung in den einzelnen Städten durch einen für alle Städte verbindlichen Rahmen erleichtert und vereinfacht.¹⁷⁶

176 Uns ist vor allem der Münchener Mietspiegel durch große methodische Sorgfalt als vorbildlich aufgefallen.

7 Literatur

- Angermann, O. (1989): Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in Bonn, Karlsruhe, München und Berlin (West), *Wirtschaft und Statistik*, 4/1989, S. 258–261.
- Angermann, O. (1985): Weiterentwicklung des Mietenindex in der Verbraucherpreisstatistik mit Hilfe von Ergebnissen der Wohnungszählung, *Wirtschaft und Statistik*, 6/1985, S. 505–508.
- Bayern Labo (2008): *Wohnungsmarkt Bayern 2007*, hrsg. von der Bayerischen Landesbank, München.
- Behring, K. (1988): Miethöhe: Bonus für Seßhaftigkeit, *ifo Schnelldienst* Nr. 41, Heft 11/88, 7–13.
- Blinkert, B., Höfflin, P. (1994): Die Qualität von Mietspiegeln als Modelle des Wohnungsmarktes, *Wohnungswirtschaft und Mietrecht*, Heft 11, S. 589–595.
- Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2007): *Wohnungs- und Immobilienmärkte in Deutschland 2006*, Bonn.
- Bundesgeschäftsstelle LBS (2008): *Markt für Wohnimmobilien 2008*, Deutscher Sparkassen Verlag GmbH, Stuttgart.
- Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (2008): *Wohngeld 2008 – Ratschläge und Hinweise*, Berlin.
- Dechent, J. (2008): Häuserpreisindex – Projektfortschritt und erste Ergebnisse für bestehende Wohngebäude, *Wirtschaft und Statistik*, 1/2008, S. 69–81.
- Dechent, J. (2006): Häuserpreisindex – Entwicklungsstand und aktualisierte Ergebnisse, *Wirtschaft und Statistik*, 12/2006, S. 1285–1295.
- Dechent, J. (2004): Preisstatistische Erfassung des selbstgenutzten Wohnungseigentums, Zur Entwicklung eines Häuserpreisindex, *Wirtschaft und Statistik*, 11/2004, S. 1295–1305.
- Deutsche Bundesbank (2003): Preisindikatoren für den Wohnungsmarkt, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, September 2003, S. 45–59.
- Egner, U., Hannappel, H. P. (2004): Umstellung der Verbraucherpreisstatistik auf Basis 2000, Analyse der Revisionsdifferenzen, *Wirtschaft und Statistik*, 9/2004, S. 1036–1045.
- Egner, U. (2003): Umstellung der Verbraucherpreisstatistik auf Basis 2000, Die wichtigsten Änderungen im Überblick, *Wirtschaft und Statistik*, 5/2003, S. 423–432.
- Eurostat (2006): Methodik zur Berechnung der Berichtigungskoeffizienten innerhalb der EU, Fassung Juli 2006, Direction D5, Luxemburg.
- Ginter, D. (2004): Zensustest – Ergebnisse der Gebäude- und Wohnungszählung, *Wirtschaft und Statistik*, 11/2004, 1256–1266.

- Gutachterausschuss für Grundstückswerte in der Stadt Essen (2008): Der Grundstücksmarkt in Essen – Umsätze, Preisentwicklung, Preisspiegel im Jahre 2007, Essen.
- Haustein, T. (2007): Wohngeld in Deutschland 2005, Wirtschaft und Statistik, Heft 2/2007, S. 200–207.
- Hoffmann, J., Lorenz, A. (2006): Real estate price indices in Germany: past, present and future, paper prepared for the OECD-IMF Workshop on real estate price indexes, Paris, 6–7 November 2006.
- Hoffmann, J., Kurz, C. (2002): Rent indices for housing in West Germany 1985 to 1998, Deutsche Bundesbank Discussion paper 1/2, Frankfurt am Main.
- IK KomWoB (2008): Internet Preisdaten, Dokumentation des 17. Treffens am 23. Januar 2008 in Essen, Stadt Essen, Amt für Stadtforschung, Statistik und Wahlen.
- IK KomWoB (2006): Schwerpunktthema Preisdaten, Dokumentation des 12. Treffens am 15. März 2006 in Mönchengladbach, Stadt Essen, Amt für Stadtforschung, Statistik und Wahlen.
- IVD Bundesverband (2007): IVD-Wohn-Preisspiegel 2007/2008, hrsg. von IMMO I. Ideen GmbH, Berlin.
- IVD Bundesverband (2006): IVD-Wohn-Preisspiegel 2006/2007, hrsg. von IMMO I. Ideen GmbH, Berlin.
- Knies, G., Spiess, C. K. (2007): Regional data in the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), Data documentation 17, DIW, Berlin.
- Kott, K., Behrends, S. (2009): Ausstattung mit Gebrauchsgütern und Wohnsituation privater Haushalte in Deutschland, Wirtschaft und Statistik, 5/2009, S. 449–473.
- Leifer, H.-A. (2004): Preisindikatoren für Wohnimmobilien in Deutschland, Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 88, S. 435–450.
- Linz, S. (2007): Regionaler Preisniveauvergleich, Bedarf, Methoden, Möglichkeiten. In: Deutsche Bundesbank und Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (Hrsg.): Messung der Preise, Konferenzbeiträge zur 12. internationalen Fachtagung 14./15. Juni 2007, Tagungsband, S. 71–84.
- Linz, S., Dexheimer, V. (2005): Weiterentwicklung der Stichprobe der Verbraucherpreisstatistik, Wirtschaft und Statistik, 6/2005, S. 582–586.
- Lotze, S., Breiholz, H. (2002a): Zum neuen Erhebungsdesign des Mikrozensus Teil 1, Wirtschaft und Statistik, 5/2002, S. 359–366.
- Lotze, S., Breiholz, H. (2002b): Zum neuen Erhebungsdesign des Mikrozensus Teil 2, Wirtschaft und Statistik, 6/2002, S. 454–459.
- Marré, H. (2005): Statistik der Verbraucherpreise, Neue Konzepte zur Qualitätsverbesserung, Stadtforschung und Statistik, Zeitschrift des Verbands Deutscher Städtestatistiker, Heft 1, S. 55–66.

- Niedersächsische Landestreuhandstelle (2005): Wohnungsmärkte regional analysiert 2005, hrsg. von der Norddeutschen Landesbank Girozentrale und der Niedersächsischen Landestreuhandstelle, Hannover.
- OECD (2006): Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parity, OECD Publishing, Paris.
- Rady, S., Rußig, V. (2004): Fluktuationen des Wohnimmobilienmarktes – Mikroökonomische Grundlagen und makroökonomische Auswirkungen, ifo Forschungsberichte, Nr. 23 4/2004, München.
- Rostin, W. (1979): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten, Wirtschaft und Statistik, 6/1979, S. 403–410.
- Statistisches Bundesamt (2004): Entwicklung der Wohnungsmieten, Themenkasten der Preisstatistik Nr. 17, Wirtschaft und Statistik, 11/2004, S. 1336.
- Ströhl, G. (2003): Zur Berechnung von Teuerungsziffern für den Kaufkraftausgleich der Auslandsbesoldung, Wirtschaft und Statistik, 7/2003, S. 659–670.
- Ströhl, G. (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten, Wirtschaft und Statistik, 6/1994, 415–434.
- Timm, U. (2008): Wohnsituation in Deutschland 2006, Wirtschaft und Statistik, 2/2008, S. 113–122.
- Verband deutscher Pfandbriefbanken (2008): Professionelles Immobilien-Banking – Fakten und Daten 2007/2008, Berlin.
- von der Lippe, P., Breuer, C. C. (2008a): Möglichkeiten und Grenzen regionaler Kaufkraftvergleiche, Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften, Band 59/Heft 1, S. 31–46.
- von der Lippe, P., Breuer, C. C. (2008b): Kaufkraftvergleiche zwischen Städten und Ausgleich regionaler Kaufkraftunterschiede. In: Deutsche Bundesbank und Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (Hrsg.): Messung der Preise, Konferenzbeiträge zur 12. internationalen Fachtagung 14./15. Juni 2007, Tagungsband, S. 87–99.
- von der Lippe, P. (2007): Index Theory and Price Statistics, Peter Lang Verlag, Frankfurt am Main.
- von der Lippe, P. (2006a): Brauchen wir noch selbstständige Statistische Landesämter neben dem Statistischen Bundesamt in Deutschland?, Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften, Band 57/Heft 2, S. 190–211.
- von der Lippe, P. (2006b): Ist der Föderalismus in der Statistik noch zeitgemäß?, Allgemeines Statistisches Archiv, Band 90/Heft 2, S. 341–355.
- von der Lippe, P. (2006c): Mietspiegel, Statistische Probleme der Erstellung und Interpretation (ca. 70 Seiten), erschienen als E-book im Rahmen einer CD-Sammlung „Haufe Immobilien Büro“, Freiburg i. Br.

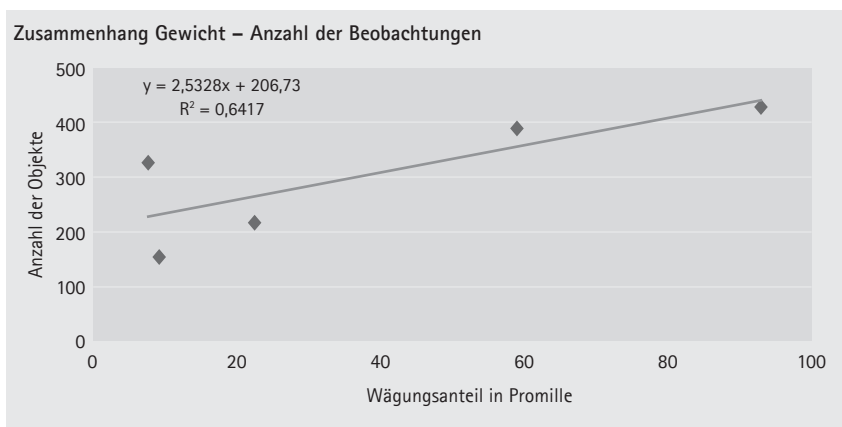
- von der Lippe, P. (2006d): Bemerkungen zur Studie „Die reale Kaufkraft in Bayern 2002“ zur Vorlage beim Bundesverfassungsgericht; Statistisch-methodische Analyse einer Studie vom Bayerischen Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie, Essen.
- von der Lippe, P. (2005): Das Ideal des reinen Preisvergleichs, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 225 (4), S. 499–509.
- von der Lippe, P., Kladroba, A. (2002): Repräsentativität von Stichproben. In: Marketing ZFP 24, S. 139–145.
- von der Lippe, P. (2001): Chain Indices – A Study in Price Index Theory, Vol. 16 of the Publication Series; Spectrum of Federal Statistics, Metzler-Poeschel, Wiesbaden.
- von der Lippe, P. (1999a): Deskriptive Statistik: Formeln, Aufgaben, Klausurtraining, 6. Auflage, Oldenbourg Verlag, München.
- von der Lippe, P. (1999b): Induktive Statistik: Formeln, Aufgaben, Klausurtraining, 5. Auflage, Oldenbourg Verlag, München.
- von der Lippe, P. (1992): Deskriptive Statistik, Reihe: UTB-Taschenbücher, Bd. 1632, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart.
- Vorholt, H. (2008): Entwicklung eines Preisindexes für Bauland, Wirtschaft und Statistik, 2/2008, S. 142–147.
- Wfa Nordrhein-Westfalen, Anstalt der NRW Bank (2004): Wohnungsmarktbeobachtung Nordrhein-Westfalen Info 2004 zur Situation der Wohnungsmärkte, Düsseldorf.
- Wfa Nordrhein-Westfalen, Anstalt der NRW Bank (2005): Wohnungsmärkte in NRW regional analysiert, Wfa Befragungsergebnisse 2005, Düsseldorf.

8 Anhang

- Nr. 1 Zusammenhang zwischen dem Gewicht (im VPI) eines Wohnungstyps und der Anzahl der erhobenen Mieten (VPI zur Basis 2005) und Zusammenhang zwischen Streuung der Mieten und Anzahl der erhobenen Mieten (Sonderauswertung LDS)
- Nr. 2 Sonstige Quellen für Daten zu Wohnungsmieten in ausgewählten Städten und Erhebungen von Mieten in der Schweiz
- Nr. 3 Streuung und Schiefe von Mieten nach Angaben der empirica Datenbank und Berechnungen mit Mikrodaten des Münchner Mietspiegels 2003
- Nr. 4 Zu den Angaben über die Dezile in der empirica Datenbank
- Nr. 5 Adressverzeichnis der nichtamtlichen statistischen Quellen aus Kapitel 5

Nr. 1 Zusammenhang zwischen dem Gewicht (im VPI) eines Wohnungstyps und der Anzahl der erhobenen Mieten (VPI zur Basis 2005) und Zusammenhang zwischen Streuung der Mieten und Anzahl der erhobenen Mieten (Sonderauswertung LDS)

Die folgende Abbildung betrifft die im Haupttext (am Anfang des Kapitels 2.1) erwähnte Korrelation zwischen der Bedeutung eines Wohnungstyps (gemessen am Gewicht im VPI) und der Anzahl der regelmäßig im VPI hierfür in NRW erhobenen Mieten. Es zeigt sich, dass von Wohnungstypen, die im VPI stark (wenig) ins Gewicht fallen auch meist mehr (weniger) Mieten erhoben werden.



Nach Angaben des LDS NRW korrelieren derzeit die erhobenen Wohnungsmieten nur mäßig mit der Größe der Berichtsgemeinde. Die Werte für den Rangkorrelationskoeffizienten Kendalls Tau schwanken zwischen 0,67 (MB-Nr. 432) und 0,10 (MB-Nr. 434).

Mithilfe der in Kapitel 6 ausführlich beschriebenen Sonderauswertung der MB-Nr. 432 bis 439 des LDS, lässt sich auch der Zusammenhang zwischen dem Variationskoeffizienten der Miete für die einzelnen MB-Nummern aus den ausgewählten Städten und der jeweiligen Anzahl der erhobenen Objekte berechnen.

Wichtiger als die hier betrachtete Korrelation dürfte die Korrelation zwischen der Streuung der Mietangaben und der Anzahl der in die Erhebung einbezogenen Objekte nach Objekttyp sein. Wir haben dazu Aussagen in Kapitel 6.1 gemacht.

Nr. 2 Sonstige Quellen für Daten zu Wohnungsmieten in ausgewählten Städten und Erhebungen von Mieten in der Schweiz

Der Vollständigkeit halber, seien hier noch einige laufend durchgeführte Erhebungen für internationale Vergleiche der Preisniveaus in ausgewählten Städten erwähnt, obgleich sie für einen RPI nicht in Frage kommen dürften. In diesem Abschnitt wird auch ein kurzer Hinweis auf die Mietpreis-Strukturerhebung 2003 des Bundesamts für Statistik der Schweiz (zum Kaufkraftvergleich von Städten und Kantonen) gegeben.

1. Die **Schweizer Bank UBS** gibt periodisch einen „Kaufkraftvergleich rund um die Welt“ (Zürich = 100) heraus. Deutschland ist nur mit drei Städten, München, Frankfurt und Berlin vertreten. Es werden vor allem Mieten für zwei Wohnungstypen (möbliert und 4 Zimmer, unmöbliert und 3 Zimmer) in drei Qualitätsstufen verglichen. Offenbar erfolgt die Erhebung in Zusammenarbeit mit Maklern.
2. **Eurostat** berechnet einen Brüsseler Internationalen Index (BII) speziell für die Berechnung von sog. **Berichtigungskoeffizienten** zur kaufkraftgleichen Besoldung von Bediensteten der EU.¹⁷⁷ Im Falle von Deutschland werden nur die Städte Berlin, Bonn, Karlsruhe und München betrachtet. Beim Bereich „Wohnen“ werden 11 Objektarten¹⁷⁸ (7 Wohnungs- und 4 Häusertypen) unterschieden, und der Datenbeschaffung liegt ein spezieller „Staff Housing Survey“¹⁷⁹ zugrunde, bei dem offenbar Immobilienmakler befragt werden. Mieten einschließlich Nebenkosten (die gesamte COICOP Position 40) fallen mit 26 Prozent ins Gewicht. Selbst für Zwecke der Plausibilitätskontrolle dürfte eine Nutzung dieser Daten eher fragwürdig sein.
3. Die **Mietpreis-Strukturerhebung 2003 des Bundesamts für Statistik (BFS) der Schweiz** ist die zweite Erhebung dieser Art nach 1996. Sie erfasst Nettomieten aber zusätzlich auch Nebenkosten und Ausgaben für dazu gemietete Garagen und Parkplätze. Es ist eine Stichprobe (aus den elektronischen [Festnetz-] Telefonanschlüssen)¹⁸⁰ von „leicht über“ 100.000 Einheiten (= dauerhaft bewohnte Mietwohnungen) aus insgesamt ca. 2,2 Mio. Einheiten. Diese Strukturerhebung soll jeweils zwischen den Volkszählungsterminen stattfinden. Es wird jedoch eingeschränkt: „Informationen auf Gemeinde-

177 Siehe dazu Eurostat (2006). Ähnliche Betrachtungen gibt es auch in Deutschland, was den Kaufkraftausgleich für Deutsche bei Beschäftigung in anderen Ländern betrifft, siehe Ströhl (2003: 659 ff.).

178 Davon in Deutschland nur fünf.

179 Dies erfolgt offenbar, wie auch bei den übrigen Positionen von Verbraucherpreisen, in Zusammenarbeit mit den nationalen Statistikämtern.

180 Die dadurch entstandene Verzerrung, weil viele Mieter keinen Telefonanschluss haben, wurde nach Aussage des BFS jedoch durch eine entsprechende Gewichtung ausgeglichen.

oder Quartiersebene sind ... nur bedingt möglich" (S. 7). Es gibt in diesem Zusammenhang keine Erhebung persönlicher Merkmale der Mieter (man befürchtet non response), wohl aber eine Erhebung der Kostenelemente (Hypothekenzinsen etc.) beim selbstgenutzten Wohnungseigentum.¹⁸¹

Die Erhebung bietet reichhaltige Auswertungsmöglichkeiten der Mietangaben nach Wohndauer, Art des Gebäudes, Anzahl der Zimmer, Wohnfläche, Baujahr, „Renovation“, besondere Wohnungsart (Attikawohnung, Gartenbenutzung) und Ausstattung der Wohnungen sowie nach Standortmerkmalen. In der Auswertung wurden vor allem Nettomieten nach Zimmerzahl für Großregionen (Zürich usw.)¹⁸² und Kantone nachgewiesen. Es ist nicht erkennbar, ob es die Daten hergeben, auch andere Merkmale (wie z. B. Wohnungsgröße, Ausstattung oder Lage [Verkehrsanbindung, Einkaufsmöglichkeit, Lärmeinwirkung von außen]) in Kombination für einzelne Gemeinden und Kantone auszuwerten.

Insgesamt ist es fraglich, ob dies ein Modell für die deutsche amtliche Statistik sein kann und ob die Erhebung in der Schweiz auch eingebunden ist (oder eingebunden werden kann) in einen Preisvergleich hinsichtlich anderer Preise für die Lebenshaltung neben der Miete, also in einen vollständigen Kaufkraftvergleich, wie dies auch im Fall des RPI allein zur Diskussion steht.

Nr. 3 Streuung und Schiefe von Mieten nach Angaben der empirica Datenbank und Berechnungen mit Mikrodaten des Münchner Mietspiegels 2003

a) Daten

Den folgenden Berechnungen liegen Angaben einer Beispieldatei aus der empirica Datenbank (vgl. Kapitel 5.1) zugrunde. Wir haben eine im Internet kostenlos verfügbare Excel-Datei mit Jahreswerten (2005) für durchschnittliche Angebotsmieten pro m² in insgesamt 180 Städten und Landkreisen benutzt. Von den Wohnungstypen (als Beispieldateien) haben wir eine 2-Zimmer-Neubau-Wohnung ausgewählt. Die Angaben der empirica im Internet umfassen den Medianwert, Standardabweichung und Dezilswerte.¹⁸³

181 Es gibt im VPI (= Landesindex) keine Erfassung des Mietäquivalents von selbstgenutztem Wohnungseigentum.

182 Aber auch nach 50 „Agglomerationen“ und 5 Städten.

183 Bei der Auswertung der Dezile (z. B. zum Zweck der Berechnung von Disparitätsmaßen) haben sich Schwierigkeiten ergeben, die wir im Anhang Nr. 4 darstellen.

Bei der Auswertung interessierte uns neben der Streuung (hier gemessen als Variationskoeffizient) vor allem die Schiefe. Die Streuung ist entscheidend für die Fragen, wie viele Wohnungen gleichen Typs betrachtet werden müssen, um zu „aussagefähigen“ Ergebnisse gelangen zu können. Hinsichtlich der Schiefe ist zu vermuten, dass die Verteilung der Mieten linkssteil (= rechtsschief) ist, also eine negative Schiefe aufweist. Diese Annahme hat sich nicht durchgängig bestätigt. Wir haben – wie nachfolgend beschrieben – zwei verschiedene Schiefemaße mit den Angaben von empirica berechnet. Andere Schiefemaße zu berechnen, war aufgrund der Angaben nicht möglich.

Es wurden schließlich auch die Wohnungsmieten mit der Einwohnerzahl¹⁸⁴ korreliert, in der Annahme, dass die Mieten gleicher Wohnungen in größeren Städten in der Regel größer sein werden als in kleineren Städten. Die Korrelation war erheblich schwächer als erwartet.

b) Schiefe

Die entsprechenden hier verwendeten Maße sind aus von der Lippe (1999a: 22) und von der Lippe (1992: 126–128) entnommen:

Mit $\text{med} = \text{median} = d_5$, $x_{\text{quer}} = \bar{x}$ und Dezilwerten d_1 bis d_9 ist

$$SK_{0,0,2} = \frac{(d_8 - d_5) - (d_5 - d_2)}{d_8 - d_2} = \frac{d_8 - 2\text{med} + d_2}{d_8 - d_2}$$

definiert als Quintilskoeffizient der Schiefe.¹⁸⁵ Pearsons Schiefemaß¹⁸⁶ ist

$$S_p = \frac{3(\bar{x} - \text{med})}{s}; -3 \leq S_p \leq +3,$$

und der Variationskoeffizient ist bekanntlich mit $V = s/\bar{x}$ aus den Daten leicht zu berechnen.

Name	Typ	$SK_{0,0,2}$	S_p	V
Aachen	Stadt	0,000000	-0,053254	0,212045
Aachen	Landkreis	-0,126214	0,101695	0,098007
Alb-Donau-Kreis	Landkreis	-0,029412	-0,041096	0,110106
Aschaffenburg	Stadt	0,011111	0,129032	0,136164
Aschaffenburg	Landkreis	0,174419	0,562500	0,127796
Augsburg	Stadt	-0,092593	0,037037	0,116046
Augsburg	Landkreis	-0,189873	-0,300000	0,110236

184 Daten des Statistischen Bundesamts.

185 Dies ist eine spezielle Variante eines auf Quantilen beruhenden Schiefemaßes (der Fall $p = 0,2$), vgl. von der Lippe (1999a: 128). Danach muss auch gelten $-1 \leq SQ \leq +1$.

186 Pearson entwickelte mehrere Maße, dies ist Maß Nr. 2, vgl. Gl. 5.64 in von der Lippe (1992).

Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes
– Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise

Name	Typ	SK _{0,0,2}	S _p	V
Bad Tölz-Wolfratshausen	Landkreis	-0,208122	-0,264706	0,114478
Bautzen	Landkreis	-0,370629	-0,947368	0,155419
Bergstrasse	Landkreis	0,132353	0,422535	0,100141
Berlin	Stadt	0,163743	0,588785	0,303116
Biberach	Landkreis	0,130841	0,179104	0,188999
Bielefeld	Stadt	-0,144279	-0,377953	0,178873
Böblingen	Landkreis	0,141304	0,000000	0,149218
Bochum	Stadt	0,194444	0,377483	0,221083
Bodenseekreis	Landkreis	0,624060	0,985714	0,089059
Bonn	Stadt	-0,125683	0,215017	0,345927
Breisgau-Hochschwarzwald	Landkreis	0,035573	0,023077	0,191458
Bremen	Stadt	0,450331	0,801527	0,480440
Calw	Landkreis	0,006897	0,319149	0,213961
Chemnitz	Stadt	-0,033333	0,054545	0,113169
Coesfeld	Landkreis	-0,272321	-0,759657	0,291615
Cottbus	Stadt	0,388430	0,500000	0,117647
Dachau	Landkreis	-0,457516	-0,356322	0,269350
Dahme-Spreewald	Landkreis	0,022222	-0,046154	0,113438
Darmstadt	Stadt	0,116564	0,478022	0,195279
Darmstadt-Dieburg	Landkreis	-0,196429	0,079295	0,286979
Deggendorf	Landkreis	0,543860	1,230769	0,145794
Diepholz	Landkreis	-0,010101	0,590164	0,195513
Dortmund	Stadt	0,420000	0,347368	0,133615
Dresden	Stadt	0,188034	0,518919	0,288162
Duisburg	Stadt	-0,025381	0,028037	0,184483
Düren	Landkreis	-0,224490	-0,433735	0,147425
Düsseldorf	Stadt	-0,134199	0,113208	0,233480
Ebersberg	Landkreis	-0,073892	-0,190476	0,140625
Eisenach	Stadt	0,250000	0,483871	0,118774
Emsland	Landkreis	0,055118	0,456522	0,170686
Ennepe-Ruhr-Kreis	Landkreis	-0,099099	0,145631	0,156297
Enzkreis	Landkreis	0,050000	0,193548	0,104377
Erding	Landkreis	-0,181818	-0,153285	0,163095
Erftkreis	Landkreis	-0,048193	-0,183673	0,128105
Erfurt	Stadt	-0,035714	0,088235	0,121212
Erlangen	Stadt	-0,355140	-0,510204	0,165354
Erlangen-Höchstadt	Landkreis	0,071770	0,000000	0,254692
Essen	Stadt	-0,045455	0,266272	0,257230
Esslingen	Landkreis	0,262032	0,557522	0,138991
Euskirchen	Landkreis	0,180723	0,556701	0,170475

Name	Typ	SK _{a,0,2}	S _p	V
Flensburg	Stadt	0,115385	0,619048	0,119545
Forchheim	Landkreis	-0,034146	-0,187500	0,203636
Frankfurt am Main	Stadt	0,132203	0,372000	0,238095
Freiburg im Breisgau	Stadt	-0,296417	-0,527027	0,230052
Freising	Landkreis	-0,207143	0,000000	0,286031
Freudenstadt	Landkreis	0,004831	-0,104348	0,188216
Fürstenfeldbruck	Landkreis	0,300000	0,357798	0,115344
Fürth	Stadt	0,347222	0,772727	0,098951
Garmisch-Partenkirchen	Landkreis	0,171315	0,448052	0,166127
Gera	Stadt	-0,163265	-0,582090	0,137577
Giessen	Landkreis	0,041860	0,473684	0,199400
Göppingen	Landkreis	0,382857	0,516129	0,131915
Gotha	Landkreis	0,636364	1,463415	0,256651
Gross-Gerau	Landkreis	0,152542	0,302326	0,159063
Güstrow	Landkreis	0,729084	1,488189	0,255533
Gütersloh	Landkreis	-0,009091	0,377246	0,247407
Halle (Saale)	Stadt	0,380952	0,662791	0,148021
Hamburg	Stadt	-0,041451	0,098361	0,273236
Hannover	Stadt	0,310680	0,674419	0,189427
Harburg	Landkreis	-0,745174	-0,400922	0,294038
Heidelberg	Stadt	0,036675	-0,137755	0,182495
Heilbronn	Stadt	0,555556	0,458824	0,129969
Heilbronn	Landkreis	-0,027778	-0,034483	0,129272
Heinsberg	Landkreis	-0,080645	0,300000	0,132450
Herford	Landkreis	0,247059	0,744681	0,248239
Herzogtum Lauenburg	Landkreis	0,440000	0,909091	0,304749
Hochtaunuskreis	Landkreis	0,281553	0,510989	0,185904
Ingolstadt	Stadt	-0,238411	-0,090909	0,220294
Jena	Stadt	0,127517	0,614035	0,233607
Kamen	Landkreis	0,094118	0,467213	0,205734
Karlsruhe	Stadt	0,206349	0,441176	0,084263
Karlsruhe	Landkreis	-0,318182	-0,088235	0,201780
Kiel	Stadt	0,281106	0,696429	0,174184
Kleve	Landkreis	0,160305	0,208333	0,205714
Köln	Stadt	-0,033816	0,180556	0,236583
Konstanz	Landkreis	0,276471	0,830357	0,241901
Krefeld	Stadt	-0,503356	-1,193878	0,137834
Lahn-Dill-Kreis	Landkreis	0,369565	0,771429	0,224719
Landsberg am Lech	Landkreis	0,263598	0,268293	0,168493
Landshut	Landkreis	-0,128492	-0,032609	0,149109

Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes
– Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise

Name	Typ	SK _{0,0,2}	S _p	V
Leipzig	Stadt	0,109677	0,371134	0,176685
Leipziger Land	Landkreis	0,392000	0,937500	0,146789
Leverkusen	Stadt	0,221477	-0,262774	0,197406
Limburg-Weilburg	Landkreis	-0,371429	-0,828947	0,130584
Lippe	Landkreis	-0,091837	0,264151	0,232796
Lörrach	Landkreis	0,542857	1,136364	0,087071
Ludwigsburg	Landkreis	-0,014354	0,023810	0,147025
Ludwigshafen am Rhein	Stadt	0,484099	1,000000	0,217021
Lüneburg	Landkreis	0,407407	0,966102	0,082633
Magdeburg	Stadt	-0,132530	0,465116	0,225131
Main-Kinzig-Kreis	Landkreis	0,075269	0,137615	0,155714
Main-Taunus-Kreis	Landkreis	-0,102222	0,197368	0,161359
Mainz	Stadt	0,071895	0,131579	0,131488
Mainz-Bingen	Landkreis	0,163636	0,103448	0,164773
Mannheim	Stadt	0,406897	0,789474	0,313679
Marburg-Biedenkopf	Landkreis	-0,415301	-0,401163	0,228420
Märkisch-Oderland	Landkreis	0,266667	0,580645	0,196203
Mayen-Koblenz	Landkreis	0,302752	0,698630	0,149590
Meissen	Landkreis	0,107843	0,461538	0,224843
Mettmann	Landkreis	-0,017964	-0,064516	0,118774
Miesbach	Landkreis	-0,224242	-0,061224	0,103049
Mönchengladbach	Stadt	-0,103030	-0,154639	0,154213
Muldentalkreis	Landkreis	-0,090909	-0,072289	0,159309
Mülheim an der Ruhr	Stadt	-0,516667	-1,141791	0,174707
München	Stadt	0,132530	0,212014	0,240646
München	Landkreis	0,125000	0,052632	0,158480
Münster	Stadt	-0,045872	-0,065693	0,152731
Neuss	Landkreis	0,114504	0,409091	0,171875
Nürnberg	Stadt	0,015873	0,303797	0,192214
Oberhavel	Landkreis	0,283582	0,750000	0,228731
Oder-Spree	Landkreis	0,083916	0,346939	0,231132
Offenbach	Landkreis	0,094340	0,160714	0,132701
Offenbach am Main	Stadt	0,203125	0,608108	0,090354
Ostalbkreis	Landkreis	0,283582	0,519231	0,242236
Osterholz	Landkreis	0,770270	1,054054	0,189501
Ostholstein	Landkreis	0,496104	1,051402	0,306590
Paderborn	Landkreis	0,008197	0,304688	0,208809
Pfaffenhofen an der Ilm	Landkreis	0,145038	-0,075630	0,170243
Pinneberg	Landkreis	-0,407666	-0,764331	0,217452
Plauen	Stadt	-0,357143	-0,986842	0,176334

Name	Typ	SK _{a,0,2}	S _p	V
Plön	Landkreis	-0,594340	-1,015748	0,225177
Potsdam	Stadt	-0,486239	-0,658537	0,112329
Potsdam-Mittelmark	Landkreis	-0,153846	-0,459459	0,177316
Ravensburg	Landkreis	0,488372	0,578947	0,178125
Recklinghausen	Landkreis	0,068063	0,776978	0,348808
Regensburg	Stadt	-0,015873	0,035294	0,098494
Remscheid	Stadt	-0,513514	-1,329114	0,121726
Rems-Murr-Kreis	Landkreis	0,363057	0,637306	0,244613
Rendsburg-Eckernförde	Landkreis	-0,689243	-1,564103	0,178626
Reutlingen	Landkreis	-0,404255	-0,584746	0,153846
Rheingau-Taunus-Kreis	Landkreis	-0,258427	-0,075472	0,204108
Rhein-Lahn-Kreis	Landkreis	-0,618257	-1,453744	0,287342
Rhein-Neckar-Kreis	Landkreis	0,169811	0,497041	0,217224
Rosenheim	Landkreis	0,083871	0,500000	0,153432
Rostock	Stadt	0,045872	0,203883	0,148415
Saalkreis	Landkreis	-0,420455	-0,281250	0,182510
Sächsische Schweiz	Landkreis	0,556522	1,264463	0,196748
Sangerhausen	Landkreis	-0,476190	0,076923	0,079592
Schleswig-Flensburg	Landkreis	0,260870	-0,117647	0,115385
Schwäbisch Hall	Landkreis	0,159763	0,433735	0,132376
Schwerin	Stadt	0,411043	0,475248	0,180036
Segeberg	Landkreis	-0,175926	0,229299	0,371598
Soest	Landkreis	0,046729	0,098901	0,148693
Solingen	Stadt	0,212500	0,525000	0,471822
Spree-Neisse	Landkreis	0,221757	0,827586	0,275753
Starnberg	Landkreis	0,294574	0,458333	0,282630
Steinburg	Landkreis	-0,563169	-1,458716	0,284595
Steinfurt	Landkreis	-0,693252	-1,520548	0,129663
Stormarn	Landkreis	0,017751	0,000000	0,144981
Stuttgart	Stadt	-0,339901	-0,512658	0,165445
Südliche Weinstrasse	Landkreis	-0,100000	0,084112	0,178930
Teltow-Fläming	Landkreis	0,513158	1,027397	0,143137
Traunstein	Landkreis	0,092896	-0,216216	0,153103
Tübingen	Landkreis	-0,562724	-1,012987	0,167573
Tuttlingen	Landkreis	0,489362	0,590164	0,099673
Uckermark	Landkreis	0,264045	0,523256	0,273885
Ulm	Stadt	0,023437	-0,125874	0,173333
Unna	Landkreis	-0,188119	-0,104651	0,137380
Verden	Landkreis	-0,175719	0,157068	0,283383
Viersen	Landkreis	-0,410853	-0,592105	0,110949

Name	Typ	$SK_{0,0,2}$	S_p	V
Waldshut	Landkreis	0,268571	0,509434	0,155882
Warendorf	Landkreis	0,424893	1,407080	0,176012
Wartburgkreis	Landkreis	0,838710	1,434783	0,095238
Weilheim-Schongau	Landkreis	0,037037	-0,387097	0,116105
Weimar	Stadt	-0,276190	-0,222222	0,095575
Weisseritzkreis	Landkreis	0,430000	0,793388	0,384738
Wesel	Landkreis	-0,120000	-0,475610	0,127925
Wetteraukreis	Landkreis	-0,018182	0,227488	0,270166
Wiesbaden	Stadt	0,105691	0,372414	0,164399
Wuppertal	Stadt	0,147368	0,485294	0,210853
Würzburg	Stadt	0,390728	0,490909	0,151099
Würzburg	Landkreis	0,266106	0,653333	0,304054
Zwickau	Stadt	0,357143	0,673469	0,099391
Zwickauer Land	Landkreis	-0,475728	-0,882353	0,110629
Quelle: Eigene Berechnungen mit empirica Daten.				

Bei den Berechnungen ist kritisch anzumerken, dass die verfügbaren Daten, mit denen hier gerechnet wurde, nur mit zwei Nachkommastellen angegeben waren. Es hängt auch viel davon ab, welcher Wohnungstyp ausgewählt wird. Während oben mit einer 2-Zimmer-Wohnung gerechnet wurde erhält man bei einer 3-Zimmer-Wohnung andere Werte, wovon hier nur einmal vier Beispiele gegeben werden sollen:

	xquer	s	d_2	$d_5 = med$	d_8	S_p	S_0	V
Kiel	5,82	1,43	4,83	5,75	6,62	0,147	-0,0279*	0,2457
Hamburg	8,04	2,33	6,27	7,59	9,55	0,579	0,195	0,29
Hannover	5,66	1,16	5	5,49	6,14	0,4397	0,1404	0,205
Lübek	6,03	1,27	4,83	5,90	6,87	0,307	-0,0490	0,2106
* Die Ergebnisse können sehr unterschiedlich sein, je nachdem ob man $p = 0,2$ oder $p = 0,1$ wählt. Bei 0,1 erhält man +0,038167.								

c) Korrelationen

Mithilfe der vorliegenden Daten lässt sich auch berechnen, inwiefern die Wohnungsmieten und deren Streuung mit der Größe der Stadt korrelieren. Dazu wurde für die 100 größten der in obiger Tabelle aufgeführten Städte (Landkreise wurden unabhängig von ihrer Größe nicht berücksichtigt) der Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson zwischen der durchschnittlichen Miete bzw. der Standardabweichung der in die Berechnung eingehenden Mieten und der Einwohnerzahl (EWZ) berechnet. Nachfolgende Tabelle zeigt die Ergebnisse unter Einbeziehung und Nichteinbeziehung von Berlin, das wie vermutet eine Ausreißerposition wegen seiner hohen Einwohnerzahlen und des trotzdem niedrigen Mietpreisniveaus einnimmt.

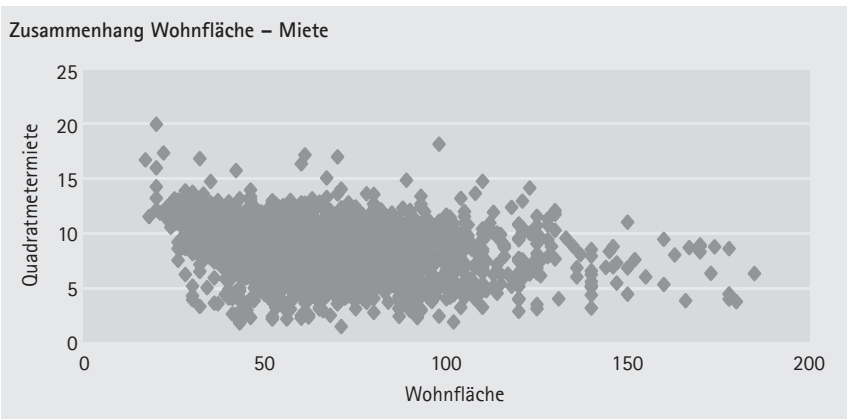
Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson		
	mit Berlin	ohne Berlin
Durchschnittsmiete und EWZ	+0,1729	+0,3574
Standardabweichung der Mieten und EWZ	+0,3293	+0,4035
Quelle: Eigene Berechnungen mit empirica Daten.		

Insgesamt war die Korrelation deutlich geringer als erwartet. $r = 0,3574$ entspricht einer Bestimmtheit von nur 12,8 Prozent. Es besteht offenbar auch kaum ein Zusammenhang zwischen der Größe einer Stadt und der Inhomogenität (gemessen an der relativen Streuung der Mieten) von Wohnungen des gleichen Typs.

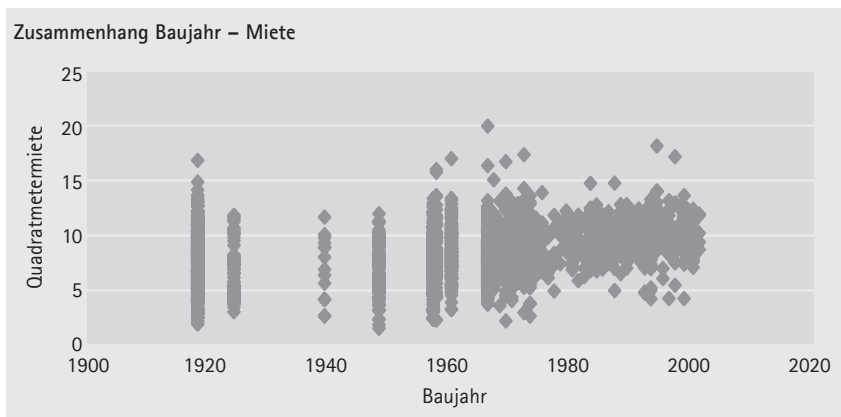
d) Berechnungen mit Mikrodaten des Münchner Mietspiegels 2003

Für den methodisch sehr anspruchsvollen Münchener Mietspiegel sind im Internet Mikrodaten aus dem Jahr 2003 frei verfügbar.¹⁸⁷ Mithilfe dieses Datensatzes über 2.053 mietspiegelrelevante Wohnungen, kann der Zusammenhang zwischen Nettokaltmiete pro m^2 und Gesamtwohnfläche sowie Nettokaltmiete pro m^2 und Baujahr des Gebäudes berechnet werden. Nachfolgende Tabelle zeigt jeweils den Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson.

Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson	
Nettokaltmiete pro m^2 und Wohnfläche	-0,2268
Nettokaltmiete pro m^2 und Baujahr	-0,2729
Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Münchner Mietspiegels 2003.	



187 www.stat.uni-muenchen.de/service/datenarchiv/miete/miete03.html.



Nr. 4 Zu den Angaben über die Dezile in der empirica Datenbank

Bei unserem Versuch, das Dispersionsmaß D_G von Gini zu berechnen¹⁸⁸ wurde es notwendig, für jedes Zehntel der Verteilung einen x -Wert (x_1 bis x_{10}) anzugeben, in einer Weise, die konsistent ist mit der Bestimmung des arithmetischen Mittels

$\bar{x} = \sum_{i=1}^{10} x_i h_i$, was sich im Falle von $h_i = 0,1 \forall i = 1, \dots, 10$ vereinfacht zu

$$i. (1) \quad \bar{x} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} x_i.$$

Die Frage ist dann, in welcher Beziehung die von empirica mitgeteilten Werte d_1 bis d_9 zu den Größen x_1 bis x_{10} stehen. Man kann zunächst vermuten, dass die Werte d_i jeweils am *Ende* eines Intervalls stehen, also

i = 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0–10 %	10–20	20–30	30–40	40–50	50–60	60–70	70–80	80–90	90–100
10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
				Median					
d_1	d_2	d_3	d_4	Median	d_6	d_7	d_8	d_9	

Die hellgrau markierte Zeile entspricht der Schreibweise in den Tabellen von empirica. Es ist damit (auch im Einklang mit der Definition des Medians) anzunehmen, dass sich die Werte d_1 , d_2 usw. auf den x -Wert beziehen, der bei 10 Prozent, 20 Prozent usw., also stets an der Obergrenze eines Intervalls erreicht ist. Mit den neun Werten (dunkelgrau markierte Zeile), die man in den Tabellen von empirica erhält ist also die Verteilung unvollkommen wieder gegeben. Es fehlt d_{10} .

¹⁸⁸ Von der Lippe (1992: 159 ff.).

Wird das arithmetische Mittel in Gl. 1 aufgrund der Obergrenzen berechnet und nehmen wir an, es ist von empirica in dieser Weise berechnet worden,¹⁸⁹ dann ergibt sich für den fehlenden Wert d_{10}

$$\text{ii. (2) } d_{10} = 10\bar{x} - (d_1 + \dots + d_9)$$

und es ist klar, dass $d_{10} > d_9$ sein müsste. Unsere Berechnungen mit den von empirica angegebenen Zahlen zeigten jedoch, dass dies meist nicht der Fall war.

Nennt man den Anteil der i -ten Klasse am Gesamtmerkmalsbetrag (an dem, was insgesamt zu verteilen ist) q_i , und H die kumulierten relativen Häufigkeiten h dann gilt für D_G die Formel

$$\text{iii. (3) } D_G = \sum q_i (H_i + H_{i-1}) - 1$$

und es ist $\frac{q_i}{h_i} = \frac{x_i}{\bar{x}}$ so dass die Steigung der Lorenzkurve (also q_i/h_i) monoton zunimmt. Die Folge der $H_i + H_{i-1}$ -Werte ist einfach gegeben mit

i = 1	i = 2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,1	0,3	0,5	0,7	0,9	1,1	1,3	1,5	1,7	1,9

und man kann q_{10} als Rest, also mit $1 - (q_1 + \dots + q_9)$ bestimmen.

$$\text{iv. (4) } q_{10} = 1 - f(d_1 + \dots + d_9), \text{ mit } f = 0,1/\bar{x}.$$

Was man auf diese Weise rechnerisch erhält ist jedoch nicht sinnvoll, wie das Beispiel Kiel zeigt:

$d_1 = 4,49$	4,83	5,16	5,45	5,75	6,03	6,27	6,62	7,11	6,7 !!!
$q = 0,07715$	0,08298	0,08866	0,0936	0,0987	0,1036	0,10773	0,1137	0,12165	0,11513
$Q = 0,07715$		0,2488	0,34244	0,44123	0,5448	0,65258	0,7663	0,88487	1

Die dunkel markierten Stellen sind offensichtlich falsch, denn sowohl die Miete pro m^2 (also die x -Werte) als auch der Anteil q müssen vom neunten zum zehnten Dezil zunehmen.

¹⁸⁹ Tatsächlich wird es in der Regel mit einem mittleren Wert innerhalb des Intervalls, nicht mit dem Wert, der jeweils am Ende des Intervalls steht, berechnet. Nimmt man an, empirica hat jeweils mit einem mittleren Wert innerhalb der Intervalle gerechnet, dann müsste der hier mit den jeweiligen Obergrenzen gerechnete Mittelwert etwas größer sein als hier angenommen. Wir hätten dann, wenn man in Gl. 2 das arithmetische Mittel von empirica einsetzt einen zu kleinen Wert für x -quer. Es fragt sich, ob das ausreicht, unser etwas befremdliches Ergebnis, dass d_{10} meist kleiner ist als d_9 zu erklären.

Nr. 5 Adressenverzeichnis der nichtamtlichen statistischen Quellen aus Kapitel 5

BulwienGesa AG

Wallstr. 61

10179 Berlin

Tel: 030/27 87 68 – 0

Fax: 030/27 87 68 – 68

<http://www.bulwien.de/>

info@bulwiengesa.de

Immobilienverband Deutschland (IVD) Bundesverband

Littenstrasse 10

10179 Berlin

Tel: 0 30/27 57 26 – 0

Fax: 0 30/27 57 26 – 49

www.ivd.net

info@ivd.net

empirica

Kurfürstendamm 234

10719 Berlin

Tel: 030/884 795 – 0

Fax: 030/884 795 – 17

www.empirica-institut.de/empi2007/startseite.html

berlin@empirica-institut.de

IDN ImmoDaten GmbH

Dircksenstraße 41

10178 Berlin

[www.immodaten.net/\(2o1yxqy3222f2e55zk0s5r55\)/Default.aspx](http://www.immodaten.net/(2o1yxqy3222f2e55zk0s5r55)/Default.aspx)

info@immodaten.net

Bundesgeschäftsstelle Landesbausparkassen im Deutschen Sparkassen-
und Giroverband e.V.

Friedrichstraße 83

10117 Berlin

Tel: 030/2 02 25 – 53 81

Fax: 030/2 02 25 – 53 85

www.lbs.de/microsite-presse

sei@LBS.de

HVB Expertise GmbH
Arabellastrasse 14
81925 München
Tel: 089/3 78 – 30374
info@hvbexpertise.de
www.hvbexpertise.de/de/index.html

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW)
Abteilung Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel
10108 Berlin
Tel: 030/897 89 – 0
Fax: 030/897 89 – 200
kundenservice@diw.de
www.diw.de/deutsch/soep/29004.html

Übersicht und Links zu allen verfügbaren Mietspiegeln:
www.mietspiegelportal.de/?gclid=COi8z43XrZQCFRLEugodHwbStw
Hypoport AG
Klosterstraße 71
10179 Berlin
Tel: 030/420 86 – 0
Fax: 030/420 86 – 1999
info@hypoport.de
www.hypoport.de

Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung
Deichmanns Aue 31–37
53179 Bonn
Tel: 0228/99 401 – 0
Fax: 0228/99 401 – 1270
zentrale@bbr.bund.de
www.bbr.bund.de/cIn_007/DE/Home/homepage__node.html?__nnn=true

Deutsche Bundesbank
Postfach 10 06 02
60006 Frankfurt am Main
Tel: 069/9566 – 0
Fax: 069/9566 – 3077
presse-information@bundesbank.de
www.bundesbank.de

Kommunale Wohnungsmarktbeobachtung

Ulrich Kraus

Wohnungsbauförderungsanstalt NRW (Wfa)

Anstalt der NRW.BANK

Kavalleriestraße 22

40213 Düsseldorf

Tel: 0211/91741 – 76 56

Fax: 0211/91741 – 15 66

wfa-infocenter@nrwbank.de

www.komwob.de

GEWOS GmbH

Maurienstraße 5

22305 Hamburg

Tel: 040/697 12 – 0

Fax: 040/697 12 – 220

info@gewos.de

www.gewos.de/html/de/index.htm

Institut für Städtebau, Wohnungswirtschaft und Bausparwesen (IfS)

Postfach 30 43 11

10723 Berlin

Tel: 030/590 091 – 600

Fax: 030/590 091 – 605

zentrale@ifs-staedtebauinstitut.de

www.ifs-staedtebauinstitut.de

F+B Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt GmbH

Adenauerallee 28

20097 Hamburg

Tel: 040/280 810 – 0

Fax 040/280 810 – 20

service@f-und-b.de

www.f-und-b.de/

Regionale Preisvergleiche – eine Darstellung internationaler Verfahren anhand von fünf Praxisbeispielen

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Berit Stoyanov
DIW econ GmbH

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	267
2	Deutschland	267
2.1	Herangehensweise	268
2.2	Berichtsgemeinden	269
2.3	Gütersystematisches Wägungsschema	271
2.4	Preisrepräsentanten.....	272
2.5	Die Indexformel	273
3	Australien.....	275
3.1	Herangehensweise	275
3.2	Berichtsgemeinden	275
3.3	Gütersystematisches Wägungsschema	276
3.4	Preisrepräsentanten.....	276
3.5	Die Indexformeln.....	279
4	Großbritannien.....	280
4.1	Herangehensweise	280
4.2	Berichtsgemeinden	281
4.3	Preisrepräsentanten.....	281
4.4	Die Indexformel	282
5	USA	284
5.1	Herangehensweise	286
5.2	Vorbereitung und Durchführung der Erhebung	287
5.3	Berichtsgemeinden	288
5.4	Gütersystematisches Wägungsschema	288
5.5	Preisrepräsentanten.....	290
5.6	Die Indexformel	291
6	Weltbank.....	291
6.1	Herangehensweise	292
6.2	Berichtsgemeinden und Preisrepräsentanten	294
6.3	Die Indexformel	295
7	Fazit	296
8	Literatur.....	298
9	Anhang	300

Abkürzungsverzeichnis

BLS	U. S. Bureau of Labor Statistics
COL	Cost-of-Living
CPI	Consumer Price Index
CPRD	Country-Product-Representativity-Dummy
DM	Deutsche Mark
EG	Europäische Gemeinschaft
ERI	Economic Research Institut
Hj.	Halbjahr
ICP	International Comparison Program
Mill.	Millionen
Mrd.	Milliarden
MSA	Metropolitan Statistical Areas
ODPM	Office of the Deputy Prime Minister
PMSA	Primary Metropolitan Statistical Areas
PPPs	Purchasing Power Parities
PreisStatV	Preisstatistikverordnung
RPI	Retail Price Index

1 Einleitung

In Deutschland wie auch weltweit sind die Kenntnisse über räumliche Disparitäten nur äußerst begrenzt. Verschiedene Datennutzer (z. B. Bundesministerium für Arbeit und Soziales, das Bundesverfassungsgericht, die Gesellschaft für Regionalforschung und der Verein für Socialpolitik) haben in den vergangenen Jahren vermehrt ihren Bedarf an Information zu regionalen Preisniveauunterschieden zum Ausdruck gebracht. Bislang gibt es jedoch keine standardmäßige amtliche regionale Preisstatistik.

Zum einen liegen umfassende Informationen über die Preisentwicklung im Zeitablauf aufgrund der monatlichen Berechnung des Verbraucherpreisindex vor. Zum anderen kann dieses erhobene Datenmaterial nicht für regionale Preisvergleiche direkt verwendet werden, da regionale bzw. zwischenörtliche Preisvergleiche, anders als temporäre Preisvergleiche, identische Warenkörbe erfordern. Der Ansatz identischer Warenkörbe soll sicherstellen, dass Gleiches mit Gleichem verglichen wird und verlangt damit eine weitaus detailliertere Beschreibung der Preisrepräsentanten. Darüber hinaus erfordert ein derartiger Vergleich eine Auswahl von Preisrepräsentanten, die in allen Orten (Berichtsgemeinden) gleichermaßen verfügbar und dabei vergleichbar repräsentativ für die Verbrauchsgewohnheiten sind. Diese methodischen Erfordernisse machen nach allgemeiner Überzeugung nicht nur eine eigene Erhebung erforderlich, sondern auch die Erstellung eigens für den räumlichen Preisvergleich zusammengestellter und spezifizierter Artikellisten sowie dafür geschultes Erhebungspersonal.

Im hohen Erhebungsaufwand, der sehr zeit- und kostenaufwändig ist, mag auch die Hauptursache zu suchen sein, dass örtliche Preisvergleiche weltweit wenig kontinuierlich vorgenommen werden oder nur sehr unregelmäßig stattfinden. Im Folgenden werden die Erhebungsdesigns, Methoden, Städte-/Regionsindizes für zwischenörtliche Preisvergleiche anhand von vier Länderbeispielen vorgenommen (Deutschland, Australien, Großbritannien sowie die USA). Darüber hinaus wird die Herangehensweise zur Ermittlung von Kaufkraftparitäten nach Vorgabe der Weltbank dargestellt. Letztere geht von einer Parallelerhebung der Daten für einen regionalen Preisvergleich mit der Erhebung des Datenmaterials zur Bestimmung des monatlichen Verbraucherpreisindex aus.

2 Deutschland

Regionale Preisvergleiche werden in Deutschland nur sehr unregelmäßig durchgeführt. Die letzte zwischenörtliche Preiserhebung fand im Jahr 1993 statt und konzentrierte sich auf 50 Städte. Ziel war es, sowohl dem Informationsbedarf zwischenörtlicher und regionaler Preisunterschiede Rechnung zu tragen als auch dem

Informationsbedürfnis der Europäischen Union nachzukommen. Diese führt in den Mitgliedstaaten einen regelmäßigen Vergleich der Verbrauchergeldparitäten auf der Basis von Preisermittlungen in den Hauptstädten durch. In Deutschland wurden zuvor nur in den Jahren 1978 (31 Städte) und 1987 regionale Preisvergleiche vorgenommen. Letzterer wurde auf nur vier Städte begrenzt und durchgeführt (Bonn, Karlsruhe, München und Berlin-West), um die Besoldung von EG-Beamten neu zu bestimmen (vgl. Rostin 1979: 403 ff.; Angermann 1989: 258 ff.).

2.1 Herangehensweise

Im Fokus der Untersuchung regionaler Preisunterschiede stehen die Entwicklungen der Verbraucherpreisniveaus in unterschiedlich großen Gemeinden, geographischen Regionen oder Ballungsgebieten gegenüber ländlichen Einzugsgebieten. Die strukturellen Unterschiede der alten und neuen Bundesländer waren im Jahr 1993 von besonderer Bedeutung für den zwischenörtlichen Preisvergleich in Deutschland. Die neuen Bundesländer waren durch einen vergleichsweise niedrigen Versorgungsgrad mit Einzelhandels- und Dienstleistungsbetrieben gekennzeichnet (Ströhl 1994: 421). Da insbesondere in kleineren Städten der neuen Bundesländer die geforderten Berichtsstellen (Warenhäuser, Selbstbedienungswarenhäuser, Verbrauchermärkte, Supermärkte, Discounter und Fachgeschäfte) nicht immer in ausreichender Zahl vorhanden waren, konnte im Vorfeld der Untersuchung nicht ausgeschlossen werden, dass alle Berichtsgemeinden später in den Vergleich mit einbezogen werden konnten. Trotz der vorausgegangenen Bedenken konnten jedoch ausreichend Einzelpreise in den Berichtsgemeinden erhoben werden, so dass keine der Berichtsgemeinden aufgrund unzureichenden Datenmaterials aus dem Vergleich ausgeschlossen werden musste. Insgesamt wurden nahezu 70.000 Einzelpreise von den Erhebungsbeauftragten ermittelt – durchschnittlich 1.400 je Berichtsgemeinde.

In der Preisstatistikverordnung¹ wurden die Erhebungsmerkmale wie folgt festgelegt:

- Beschreibung der Ware oder Dienstleistung sowie der preisbestimmenden Merkmale,
- Preis im Berichtszeitraum,
- Menge, auf die sich der Preis bezieht.

¹ Verordnung zur Durchführung einer Bundesstatistik für örtliche Verbraucherpreise (Preisstatistikverordnung – PreisStatV) vom 13. April 1993 aufgrund des § 5 Abs. 2 des Bundesstatistikgesetzes vom 22. Januar 1987 (BGBl. I S. 462, 565).

Darüber hinaus wurden Hilfsmerkmale wie Name und Anschrift der Berichtsstelle und des Auskunftspflichtigen, optional auch die Telefonnummer für eventuelle Rückfragen erfasst. Die Auskunftspflichtigen (Inhaber oder Leiter von Berichtsstellen) unterlagen der Auskunftspflicht. Die Erhebungsbeauftragten wurden von den statistischen Ämtern der Länder ausgewählt und bestellt. Im Vorfeld der Erhebung wurden die 150 Erhebungsbeauftragten in Wiesbaden, München, Düsseldorf, Hamburg, Berlin und Magdeburg geschult, um eine einheitliche Vorgehensweise sicherzustellen.

2.2 Berichtsgemeinden

Die Erhebung wurde von der Preisstatistikverordnung auf eine repräsentative Auswahl von höchstens 600 Berichtsstellen je Gemeinde beschränkt.² In Berlin erstreckte sich die repräsentative Auswahl auf höchstens 1.200 Berichtsstellen (Unternehmen, Betriebe und Arbeitsstätten, die Waren und Dienstleistungen privaten Haushalten gegen Entgelt anbieten). Um die Erhebung nicht zu verfälschen, wurde insbesondere darauf geachtet, dass sich die Strukturen der Gemeinden bzgl. der Berichtsstellenkategorien (Warenhäuser, Selbstbedienungswarenhäuser, Verbrauchermärkte, Supermärkte, Discounter und Fachgeschäfte) unterscheiden. Es musste daher ausgeschlossen werden, dass eine Gemeinde nicht allein dadurch teurer erschien, weil mehr teure Fachgeschäfte und weniger preisgünstige Verbrauchermärkte oder Warenhäuser in dieser Gemeinde vorhanden sind, die als Berichtsstellen gewählt worden sind (vgl. von der Lippe/Breuer 2007: 9). Es galt somit den Einfluss der Berichtsstellenstruktur rechnerisch zu neutralisieren, um Verfälschungen aufgrund regionaler Unterschiede in der Einzelhandelsstruktur auszuschließen (vgl. Ströhl 1994: 416).

Entsprechend der nach § 8 PreisStatV fixierten Mitwirkungspflicht der Gemeinden, wurden diese in den Prozess der Identifikation der Berichtsstellen am Ort einbezogen. Die Gemeinden waren verpflichtet, die Adressen der ausgewählten Berichtsstellen an die statistischen Ämter der Länder weiterzugeben. Die Berichtsstellen wurden nach ihrer lokalen Relevanz für die Versorgung der Haushalte mit Waren und Dienstleistungen des privaten Verbrauchs ausgewählt. Dabei wurde der zwischenörtliche Preisvergleich nicht auf die politischen Gemeindegrenzen beschränkt. Warenhäuser in Nachbargemeinden oder Verbrauchermärkte im Umland, die für die Versorgung der geforderten Berichtsgemeinde von Bedeutung waren, wurden bei der Untersuchung mit berücksichtigt.

2 § 2 PreisStatV.

Die Verteilung der Berichtsgemeinden war räumlich ausgewogen – sowohl Ballungsgebiete als auch strukturschwache ländliche Regionen wurden mit einbezogen. Die Berichtsgemeinden wurden in Größenklassen gegliedert, um homogene Gruppen zu bilden. Gegenüber dem Preisvergleich von 1978 wurden die großen Städte nochmals untergliedert in Millionenstädte und Städte mit weniger als einer Million Einwohner. Daraus folgend ergab sich eine Gliederung nach vier Größenklassen (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: Gliederung der Berichtsgemeinden nach Größenklassen

Gemeindegrößenklasse von ... bis unter ... Einwohner
20.000–100.000
100.000–400.000
400.000–1 Mill.
1 Mill. und mehr
Quelle: Ströhl (1994).

Eine Berechnung von Durchschnitt für Deutschland insgesamt, für das frühere Bundesgebiet, die neuen Bundesländer sowie die Gemeindegrößenklassen würde die Zuordnung von Gewichtungsfaktoren für die Berichtsgemeinden erfordern (vgl. Ströhl 1994: 416 f.). Aufgrund fehlender Informationen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen über die Ausgaben des privaten Verbrauchs auf der Städteebene wurden als Kompromiss alle Gemeinden einer Einwohner-Größenklasse innerhalb des Wägungsschemas gleich gewichtet (nach West und Ost getrennt). Ausschließlich Berlin-West wurde ein doppelt so hoher Faktor wie München oder Hamburg zugewiesen, da die Einwohner Ost-Berlins das Angebot im Westteil der Stadt überproportional nutzten und die Versorgung mit Einzelhandels- und Dienstleistungsbetrieben im Umland strukturell unzureichend war. Dadurch ergab sich für die Größenklasse (1 Mill. und mehr Einwohner) ein Wägungsschema der Form: $0,5 \times \text{Preis Berlin-West} + 0,25 \times \text{Preis München} + 0,25 \times \text{Preis Hamburg}$.

Ebenso erfordert die Gewichtung der Gemeindegrößenklasse regionalisierte Verbrauchsangaben, die jedoch ebenfalls nicht zur Verfügung standen (vgl. Ströhl 1994: 417). Daher wurde behelfsweise die Verteilung der Wohnbevölkerung auf die Gemeindegrößenklassen als Basis herangezogen. Maßgeblich für diesen methodischen Hilfsgriff war die enge Korrelation zwischen der Höhe der Ausgaben für den privaten Verbrauch mit der Bevölkerungszahl, so dass sich folgendes Gemeindegrößenklassen-Wägungsschema ergab (vgl. Tabelle 2).

Tabelle 2: Gemeindegrößenklassen–Wägungsschema in Deutschland

	Gemeindegrößenklasse von ... bis unter ... Einwohner			
	20.000–100.000	100.000–400.000	400.000–1 Mill.	1 Mill. und mehr
Früheres Bundesgebiet	27,9 %	34,8 %	20,4 %	16,9 %
Neue Bundesländer und Ost-Berlin	27,7 %	34,3 %	16,5 %	21,5 %
Quelle: Ströhl (1994).				

Gemeinden mit weniger als 20.000 Einwohnern wurden in diesem Gewichtungsschema nicht berücksichtigt, da sie eine andere Angebotsstruktur aufweisen als größere Städte. Beispielsweise sind hochwertige und langlebige Wirtschaftsgüter wie Waschmaschinen und Kraftfahrzeuge in kleineren Gemeinden nur eingeschränkt Bestandteil des Einzelhandelsangebotes. Für den unmittelbaren Vergleich zwischen Städten sowie für den Vergleich zwischen den Gemeindegrößenklassen ist der Effekt der Nichtberücksichtigung kleinerer Gemeinden im Gewichtungsschema vernachlässigbar (vgl. Ströhl 1994: 417).

2.3 Gütersystematisches Wägungsschema

Da über die örtlichen Verbrauchsgewohnheiten keinerlei Informationen vorlagen, wurde als Kompromiss für das gütersystematische Wägungsschema von den durchschnittlichen Verbrauchsstrukturen des früheren Bundesgebietes und der neuen Bundesländer ausgegangen. Die Gewichte des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (Basis 1985) und des Preisindex aller Arbeitnehmerhaushalte (Basis 2. Hj. 1990/1. Hj. 1991) wurden mit den Inflationsraten bis 1992 fortgeschrieben (vgl. Ströhl 1994: 417). Damit blieben die Mengenstrukturen der Basisjahre unverändert. Für einige Güter lagen allerdings Informationen zu veränderten Gebrauchsgewohnheiten aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe oder der Kraftfahrzeugzulassungsstatistik vor (bspw. für Personalcomputer oder Kraftstoffe). Diese Ausgaben wurden im Wägungsschema berücksichtigt (vgl. Ströhl 1994: 417).

Wie Tabelle 3 verdeutlicht, unterscheiden sich die Ausgabenstrukturen zwischen den neuen und alten Bundesländern zum Teil erheblich.

Tabelle 3: Gütersystematische Wägungsschemata in Deutschland

Gütergruppe	Deutschland, insgesamt	Früheres Bundesgebiet	Neue Bundesländer und Ost-Berlin
	Promille		
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	259,82	253,55	299,37
Bekleidung, Schuhe	79,70	77,66	92,46
Energie (ohne Kraftstoffe), Wasser	81,33	80,91	83,92
Güter für Haushaltsführung	85,90	81,10	116,08
Güter für Gesundheits- und Körperpflege	46,34	47,55	38,73
Güter für Verkehr und Nachrichtenübermittlung	233,79	240,79	189,72
Güter für Bildung, Unterhaltung, Freizeit	126,76	130,49	103,40
Sonstige Güter	86,36	87,95	76,32

Quelle: Ströhl (1994).

In den neuen Bundesländern wurde vergleichsweise mehr für die „Grundbedürfnisse“ wie Ernährung, Bekleidung, Haushaltsenergie und Wasser sowie Haushaltsführung ausgegeben. Aufwendungen für Gesundheits- und Körperpflege, Verkehr und Nachrichtenübermittlung, Bildung, Unterhaltung, Freizeit sowie sonstige Güter nehmen im Gegensatz zum früheren Bundesgebiet nur einen kleinen Teil des Haushaltsbudgets ein (vgl. Ströhl 1994: 417).

Auf Basis der Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung wurde darüber hinaus ein Gewichtungsfaktor für das frühere Bundesgebiet und die neuen Bundesländer ermittelt. Im Jahr 1992 wurden 1.245 Mrd. DM in den alten Bundesländern und 200,4 Mrd. DM in den neuen Bundesländern für den privaten Verbrauch ohne Wohnungsnutzung ausgegeben. Daraus ergab sich ein Gewichtungsfaktor von 6,2 für das frühere Bundesgebiet und 1,0 für die neuen Länder.

2.4 Preisrepräsentanten

Die Anzahl der zu erhebenden repräsentativen Waren und Dienstleistungen wurde durch die Preisstatistikverordnung auf höchstens 400 Preisrepräsentanten begrenzt und die Preisrepräsentanten entsprechend ihrer Relevanz für den privaten Verbrauch nach dem Gesetz über die Statistik der Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte ausgewählt.³

³ § 2 PreisStatV.

Da die Warenbeschreibungen zeitlicher Preisvergleiche nur zu einem geringen Teil einen Beitrag zur Sicherstellung der notwendigen Güteridentität für regionale Preisvergleiche bildet, waren detaillierte Güterbeschreibungen für alle ausgewählten Preisrepräsentanten erforderlich. Unberücksichtigt blieben in den zwischenörtlichen Preisvergleichen bisher die Ausgaben für die Wohnungsnutzung. Dies lag u. a. daran, dass die Wohnlage bislang nur unzureichend spezifiziert werden konnte, um eine Vergleichbarkeit zu gewährleisten, und die Ermittlung einer geeigneten Auswahlgrundlage von Wohnungen in allen Berichtsgemeinden den gesetzlich vorgegeben Kostenrahmen des Preisvergleiches überstiegen hätte.

In Testerhebungen wurde der Erhebungskatalog in drei Städten der neuen Bundesländer (Bautzen, Magdeburg und Schwerin) auf seine Eignung vorab überprüft, da hier aufgrund der im Aufbau befindlichen Handels- und Dienstleistungsstruktur Erhebungsprobleme erwartet wurden. Die Preiserhebung erfolgte von Mitte September bis Mitte Oktober 1993. Güter, deren Preise sich innerhalb kurzer Zeit verändern können (bspw. Saisonwaren wie Blumen, Frischobst und -gemüse, Heizöl, Kraftstoffe oder Handwerker-Stundensätze) wurden zum Stichtag 15. September 1993 erhoben.

2.5 Die Indexformel

Die Methodik zur Berechnung des zwischenörtlichen Preisvergleichs ist der des temporären Preisvergleichs ähnlich (Angermann/Stahmer 1984: 385 ff.). Sie stützt sich auf die Formeln von Laspeyres und Paasche. Der Verbraucherpreisindex zur Ermittlung der Inflationsrate geht von einem konstanten Warenkorb (Güterpreisindex-Ansatz) aus und verwendet traditionell den Laspeyres-Preisindex. Basierend auf konstanten Mengen wird mittels des Laspeyres-Index ermittelt, was der Kauf eines Warenkorbes in seiner festgelegten Zusammensetzung in der Periode t_0 (Basisjahr t_0) in der Periode Δt im Vergleich zum Kauf des gleichen Warenkorbes in der Periode t kostet. Die Bestimmung reiner Preisänderungen mittels des Laspeyres-Index lässt Käuferreaktionen auf Preisänderungen (Substitutionseffekt) ebenso unberücksichtigt wie Veränderungen von Produktqualitäten zwischen den Basisjahren. Daher wirken sich Preisänderungen weniger stark auf das Verbrauchsverhalten der Konsumenten aus, als der Index in der Lage ist widerzuspiegeln.

Im Ergebnis lassen sich mithilfe des Laspeyres-Index die regionalen Lebenshaltungskosten nicht adäquat messen, da der Ansatz der Lebenshaltungskosten eine Änderung im Preis- und Mengengefüge unterstellt, um ein konstantes Nutzenniveau aufrechterhalten zu können (Schultze/Mackie 2002: 38 ff.). Fehlende Informationen zu den Verbrauchsstrukturen in den einzelnen Berichtsgemeinden verwehrten ebenso die Verwendung der Indexformel vom Paasche-Typ. Letzterer dient der Ermittlung von Preisen für ein zum Zeitpunkt t gekauftes Warenbündel mit den Preisen, die für

das gleiche Warenbündel zum Zeitpunkt t_0 hätten bezahlt werden müssen. Damit misst der Paasche-Preisindex die Preisentwicklung mit den Gewichten der aktuellen Periode, so dass die Gewichte von Periode zu Periode variieren.

Regionale Verbrauchsstrukturen sind zumeist nur auf aggregierten Ebenen bekannt.⁴ Zwar werden in Deutschland für alle Bundesländer die monatlichen Verbraucherpreisindizes berechnet, ihnen liegen jedoch nur die Ausgaben nach der nationalen Gewichtung zugrunde. Da die Stadt Bonn als Bezugsgemeinde für den regionalen Preisvergleich 1993 gewählt wurde, wäre für die Ableitung der Wägungsanteile notwendig gewesen, die Verbrauchsstruktur der Stadt Bonn zu kennen. Diese lag jedoch nicht vor. So wurde als Kompromiss für die Bestimmung der Städteindizes von der durchschnittlichen Struktur des privaten Verbrauchs im Bundesgebiet ausgegangen. Methodisch wurden daher im Gegensatz zur Original-Formel Laspeyres die Bundesdurchschnittspreise durch die Durchschnittspreise der Bezugsstadt Bonn ersetzt. Das heißt, dass die Wägungsanteile für jede einzelne Position vom Bundesdurchschnitt auf den Bonner Durchschnittspreis umgerechnet werden mussten, um eine Vergleichbarkeit der Gemeinden untereinander zu gewährleisten.

Die folgende Indexformel wurde für die Berechnung der einzelnen Städteindizes verwendet:

$$I_X = \frac{\sum_{i=1}^{932} \frac{p_{iX}}{p_{iB}} p_{iB} q_{iZ}}{\sum_{i=1}^{932} p_{iB} q_{iZ}},$$

wobei gilt:

$I_X =$	Index der Stadt X
$i =$	i^{ter} Artikel
$p_{iX} =$	Durchschnittspreis für Gut i (einer bestimmten Berichtsstellenart) in der Stadt X
$p_{iB} =$	Durchschnittspreis für Gut i (einer bestimmten Berichtsstellenart) in Bonn
$q_{iZ} =$	Menge von Gut i im Bundesdurchschnitt

Im Prinzip erfordert dieser Ansatz die Ermittlung der Preise für jedes Gut in allen Berichtsgemeinden. Kann für einen einzigen Artikel in einer Berichtsgemeinde ein Preis nicht ermittelt werden, könnten die Städteindizes nicht berechnet werden. Als methodischer Ausweg wurden bei der Umsetzung in solchen Fällen die fehlenden Preise durch Durchschnittspreise der jeweiligen Gemeindegrößenklassen ersetzt, sofern eine ausreichende Anzahl von Preisen aus anderen Berichtsgemeinden vorlag. Diese ver-

4 Wenn überhaupt auf nationaler Ebene für den internationalen Vergleich von Kaufkraftparitäten.

tretbare methodische Abwandlung ermöglichte die Einbeziehung von Warenhäusern und Verbrauchermärkten, die in einigen Berichtsgemeinden nicht vorzufinden waren. Erhebungslücken traten erwartungsgemäß Anfang der 1990er Jahre in den neuen Bundesländern weitaus häufiger auf als im früheren Bundesgebiet.

3 Australien

Seit 1998 werden in Australien im Bundesstaat West-Australien regionale Preisvergleiche vom Department of Local Government and Regional Development vorgenommen. Eine überregionale Bestimmung der Preisniveauunterschiede, wie es für das gesamte Bundesgebiet in Deutschland anhand von 50 Städten erfolgte, gibt es in Australien allerdings nicht. Es handelt sich in West-Australien um die Erhebung von regionalen Preisen des Bundesstaates und Preisen des Einzugsgebietes der Stadt Perth. Seit der Einführung des Programms zum interregionalen Preisvergleich wurden bisher Preisermittlungen in den Jahren 1998, 1999, 2000 und 2007 vorgenommen.⁵

3.1 Herangehensweise

Die Daten wurden mittels drei verschiedener Methoden erhoben. Die erste Methode umfasst die Erhebung der Preise auf Basis der persönlichen Besuche. Neun Kategorien wurden hierfür als geeignet identifiziert (bspw. Lebensmittel, Bekleidung, Toilettenartikel, Körperpflegeprodukte etc.). Die zweite Methode umfasste die Preisermittlung mittels telefonischer Befragung. Hierfür erwiesen sich weitere dreizehn Kategorien als geeignet. Dazu gehörten bspw. Benzinpreise, Flaschengas, Bildung etc. Einheitliche Preise auf der Bundesstaatsebene wie Postdienstleistungen, Strompreise und Hypothekenzinssätze wurden direkt in das Datenerfassungssystem eingegeben (dritte Methode).

Sofern möglich, wurden die Preise jeder Ware/Dienstleistung von zwei Händlern/Dienstleistern in jeder Stadt erhoben und daraus das geometrische Mittel gebildet. In einigen lokalen Märkten war aufgrund der Marktgröße jedoch nicht immer die Erfassung von zwei Preisen möglich.

3.2 Berichtsgemeinden

Die Preise wurden für einen Warenkorb bestehend aus identischen Gütern und Dienstleistungen in 21 Städten West-Australiens erhoben. Diese Städte repräsen-

⁵ Siehe Department of Local Government and Regional Development unter: <http://www.dlgrd.wa.gov.au/Publications/StatInfo/RegionPriceIndex.asp>.

tierten die kleinstädtischen Regionen (Non Metropolitan Regional Areas). Darüber hinaus wurde die Preiserhebung in sechs Stadtrandsiedlungen der Metropole Perth durchgeführt, welche einen Querschnitt der Bevölkerung von Perth repräsentierten und somit als vergleichbar mit den Regionen West-Australiens angesehen wurden. Von der Selektion der Regionen wurden jene ausgenommen, die ein extrem hohes oder niedriges Einkommen aufwiesen (Department of Local Government and Regional Development 2007a: 4, 2007d: 2).

3.3 Gütersystematisches Wägungsschema

Die Gewichtung der Warengruppen erfolgte in Anlehnung an die Verbrauchsstruktur der Konsumenten in Perth und basiert auf der Berechnung der Haushaltsausgaben, die zur Ermittlung des Verbraucherpreisindex (15th Series CPI) herangezogen wurde. Warengruppen mit einer höheren Gewichtung haben einerseits einen größeren Einfluss auf den Städte- oder regionalen Preisindex (siehe Tabelle 4). Andererseits wurde bei den verwendeten Gewichtungen innerhalb der Warengruppen (Sub-Gruppen) der Fokus auf Waren und Dienstleistungen gelegt, die allgemein gebräuchlich und grundlegend sind. So kommt bspw. der Milch ein höheres Gewicht in der Sub-Gruppe der Nahrungsmittel zu als Käse oder Butter, da sie von grundlegenderer Bedeutung ist.

Tabelle 4: Gewichtungen der Warengruppen in Australien

Warengruppe	Gewichtung
Nahrungsmittel	0,170
Bekleidung	0,043
Unterkunft	0,215
Technische Haushaltsgeräte	0,143
Transport	0,145
Zigaretten, Tabak, alkoholische Getränke	0,075
Gesundheit und Pflegedienstleistungen	0,052
Bildung, Freizeit und Erholung	0,157

Quelle: Department of Local Government and Regional Development (2007).

3.4 Preisrepräsentanten

Die Produkte und Dienstleistungen wurden auf der Basis der Daten, die zur Ermittlung des Consumer Price Index (CPI) verwendet werden, vom Australian Bureau of Statistics ausgewählt. Die Ausgabearten und Gewichtungen folgten der Erhebung des Verbraucherpreisindex (15th Series) (vgl. Department of Local Government and Regional Development 2007a: 4).

Der Warenkorb wurde zunächst in acht Obergruppen unterteilt: Nahrungsmittel, Bekleidung, Unterkunft, Technische Haushaltsgeräte und Haushaltsführung, Transport, Tabak und alkoholische Getränke, Gesundheit und Körperpflege sowie Bildung und Freizeit und Erholung. Diese Obergruppen wurden in 25 Untergruppen gesplittet. Beispielsweise wurde die Untergruppe Nahrungsmittel in die Untergruppen: Molkereiprodukte, Getreideprodukte, Getränke, Snacks und Süßwaren, Fleisch, Fisch und Meeresfrüchte, Andere Nahrungsmittel, Frisches Obst und Gemüse, Essen außer Haus und Speisen zum Mitnehmen unterteilt (vgl. Department of Local Government and Regional Development 2007b).

Diese Untergruppen wurden des Weiteren in insgesamt 76 Erhebungspositionen unterteilt. Jede dieser Erhebungspositionen wurde für jede Untergruppe von Gütern und Dienstleistungen separat bepreist. Die Produktinformationen von Händlern und Unternehmen wurden um Informationen der regionalen Entwicklungsbehörde ergänzt. Darüber hinaus wurde das Wissen kommunaler und städtischer Marktgegebenheiten in die Auswahl der Güter und Dienstleistungen mit einbezogen (vgl. Department of Local Government and Regional Development 2007d: 3).

Problematik unterschiedlicher Quantitäten

Es ist nahezu ausgeschlossen, an jedem Erhebungsstandort die Preise für identische Packungsgrößen zu ermitteln. Im Falle, dass die erforderliche Packungsgröße an einem Erhebungsstandort nicht lokalisiert werden konnte, wurde eine der drei verschiedenen Methoden angewendet (Department of Local Government and Regional Development 2007d: 6): (1) Der Anbieter wurde zunächst befragt, ob er üblicherweise das gefragte Produkt in seinem Sortiment führt und welcher Verkaufspreis dafür erhoben wird. (2) Alternativ wurde der Artikel, der in der Region aufgefunden wurde, zusammen mit dem gewünschten Artikel in Perth bepreist. Die entstandene Preisdifferenz wurde für den regionalen Artikel übernommen. Dies unterstellt jedoch ein Preisverhältnis. (3) Der Preis wird hoch- bzw. runtergerechnet im Verhältnis zur vorgefundenen Packungsgröße. So wurde bspw. der Preis halbiert, wenn anstatt einer 250 gr. Packung nur der Preis einer 500 gr. Packung erhoben werden konnte. Diese Aufrechnungsmethode wurde als letzte Möglichkeit angewendet, da sie enorme Preisanpassungen erzeugt (Department of Local Government and Regional Development 2007d).

Problematik von Substituten

Im Falle der Nichtauffindbarkeit einzelner Artikel in der ausgewählten Stadt wurde – sofern dies gewährleistet werden konnte – auf ein Substitut zurückgegriffen, das in Funktionalität und Qualität vergleichbar zum gewünschten Artikel war. Diese Form der Substitutbepreisung wurde vorrangig in der Warengruppe der Beklei-

derung angewendet, da das Angebot der Güter und Waren in den Städten häufig beschränkt war.

Einbeziehung der näheren Umgebung

Wenn weder die Methoden der quantitativen Anpassung noch der Bepreisung von Substituten in einer Stadt angewendet werden konnten, wurde der Durchschnittspreis in der nächstgelegenen Stadt oder Städten als Substitut für einen Preisvergleich herangezogen. Mithilfe dieser Methode sollte die örtliche Vergleichbarkeit in der Bepreisung gewahrt werden. Diese Herangehensweise ist vergleichbar mit jener in Deutschland, bei der fehlende Preise durch Durchschnittspreise der jeweiligen Gemeindegrößenklassen ersetzt wurden.

Wertmäßiger Einfluss der Warengruppen

Darüber hinaus gilt es in der Beurteilung der Preisunterschiede den wertmäßigen Einfluss einer jeden Warengruppe zwischen zwei Regionen zu beachten. Ein 20-prozentiger Preisunterschied einer Warengruppe zwischen zwei Regionen hat einen deutlich höheren Einfluss, wenn es sich dabei um höher bepreiste Waren handelt (wie bspw. Unterkunft im Wert von mehreren hundert Dollar) als ein 20-prozentiger Preisunterschied in einer Produktgruppe von wenigen Dollar (bspw. Fleisch und Fischwaren).

Anzahl der erworbenen Güter innerhalb einer Warengruppe

Eine weitere Grundbedingung für den Preisvergleich ist die Notwendigkeit, dass die Ausgabearten in allen Erhebungsregionen verfügbar waren. Für einige Warengruppen musste aufgrund dieser Bedingung die Anzahl der zu erhebenden Produkte beschränkt werden. Dies galt bspw. im Bereich der Freizeitaktivitäten, da in ländlichen Regionen das Angebot nur beschränkt auffindbar ist. Insofern war es erforderlich, den Preisvergleich für einige Kategorien hinsichtlich der Relevanz/Bedeutung zum Gruppenindex zu beschränken.

Qualität in den Warenuntergruppen/Ausgabearten

Ferner existierten Qualitätsunterschiede in einigen Kategorien, die nicht kontrollierbar waren. Diese Preisunterschiede traten bspw. in den Kategorien wie Fleisch, Frisches Obst und Gemüse, Speisen zum Mitnehmen oder Friseurleistungen auf. So waren Preisunterschiede bei Friseuren in Abhängigkeit der Geschäftsstandorte und des verfügbaren Leistungsumfanges aufzufinden oder in Restaurants, die aufgrund einer höheren Qualität des Fleisches mehr für das Gericht im außer Haus Verkauf in der Kategorie Steak und Chips verlangten.

Diese Form von Qualitätsunterschieden war in der Produkt- und Leistungsbeschreibung vor Ort nicht ersichtlich. Die sich daraus ergebenden Preisunterschiede wurden nicht als unangemessen angesehen, traten aber weitaus häufiger auf als in Warenuntergruppen, die durch eine deutlich höhere Qualitätshomogenität geprägt waren.

Besonderheiten in speziellen Warengruppen

Den stärksten Einfluss auf die Untergruppe der Nahrungsmittel hatte die Warengruppe der Essen außer Haus und Gerichte zum Mitnehmen mit einem Gewicht von 29,5 Prozent. Nach bestem Wissen und Gewissen wurde seitens der Preiskontrollure versucht, nur jene Produkte zu erfassen, die im mittleren Preissegment angesiedelt sind bei einer angemessenen Steak-Qualität. Es wurde darauf geachtet, dass es sich hierbei weder um einen Take Away-Standard noch um einen Gourmetstandard handelte. In der Gewichtung wurde den Gerichten zum Mitnehmen ein höherer Stellenwert eingeräumt als der Unterkategorie Essen außer Haus, so dass sich der Einfluss von Varianzen in Grenzen hielt.

Auch wenn der Kategorie Frisches Obst und Gemüse in ihrem Einfluss auf den regionalen Preisindex nur ein relativ geringes Gewicht zukommt, sollte darauf hingewiesen werden, dass eine Vergleichbarkeit der Qualitäten zwischen den Städten und Regionen nicht immer gewährleistet werden konnte.

Im Bereich der Bekleidung wurde die Anzahl der zu erhebenden Preise auf 19 Artikel reduziert. Die mangelnde Übereinstimmung der Marken zwischen den einzelnen Regionen führte zur Beschränkung der beobachteten Artikel und Produkte. Ferner wurde vorrangig Unterwäsche für den Preisvergleich herangezogen. Allerdings trägt die Bekleidung insgesamt nur zu 4,3 Prozent zur Erklärung der Indexzahlen für alle Städte und Regionen bei und ist damit in ihrem Einfluss beschränkt.

3.5 Die Indexformeln

Städteindizes

Die Berechnung der Städteindizes erfordert die Kalkulation der Preisindizes für jede der acht Warengruppen, die erhoben wurde. Die Preise wurden für die Ausgabearten von möglichst zwei Anbietern erfasst, gemittelt und zu einer Warengruppe aggregiert. Darauf aufbauend wurden die Preise in Abhängigkeit der für die Warengruppe ausgegebenen anteiligen Haushaltseinkommen gewichtet. Aus diesen gewichteten Warengruppenindizes wurde dann der Städteindex zusammengefasst.

Regionale Preisindizes

Auf Basis der Städteindizes wurden die regionalen Preisindizes ermittelt. Grundlage für die Gewichtung einer jeden Stadt im regionalen Preisindex war das Verhältnis

der Einwohner in den Städten zur gesamten Bevölkerung in der Region. Somit sollte ausgeschlossen werden, dass kleine Städte mit einem teureren Preisniveau den regionalen Preisindex unproportional beeinflussen. Auch dieser Ansatz ist vergleichbar mit der in Deutschland vorgenommenen Gewichtung der Gemeindegrößenklassen.

Zwecks besserer Vergleichbarkeit wurden die Indexzahlen in Prozentangaben umgewandelt (Department of Local Government and Regional Development 2007a). Alle Indizes wurden in Relation zur Stadt Perth (= 100,00) ausgedrückt. Indizes mit einem höheren Wert als 100 stellen Regionen mit einem höheren Preisniveau dar (und vice versa).

4 Großbritannien

Regionale Preisvergleiche in Großbritannien werden vom Office for National Statistics (ONS) seit dem Jahr 1995 auf der Basis der erhobenen Daten im Rahmen des Retail Price Index (RPI) durchgeführt.⁶ Die Ergebnisse der regionalen Preisvergleiche werden zugleich verwendet für die Berechnung der Kaufkraftparitäten (Purchasing Power Parities – PPPs) im Rahmen des Eurostat/OECD PPP-Programms. Im Jahr 2000 erfolgte die zweite Erhebung, deren Ergebnisse aber nur bedingt vergleichbar sind mit denen der 1995 erhobenen Daten, da eine Ausweitung der erhobenen Daten über die Anforderung des PPP-Programms hinaus erfolgte. Die letzte Erhebung fand im Jahr 2004 statt. Dabei wurden im Jahr 2004 einige methodische Verbesserungen vorgenommen, wie die Einführung regionaler Gewichte für die Kosten von Hauseigentümern, die seit Februar 2002 mittels eines Modells des Office of the Deputy Prime Minister (ODPM) berechnet werden. Darüber hinaus wurden aktualisierte Grundstückspreise für die Berechnung der Abschreibungsraten integriert.

4.1 Herangehensweise

Preise von Verkaufsstellen in ganz Großbritannien wurden hauptsächlich für Nahrungsmittel, Tabak und Getränke aus den statistischen Erhebungen des RPI übernommen. Die RPI-Daten für diese Gruppen sind derart spezifiziert, dass sie für den regionalen Preisvergleich direkt verwendet werden konnten. Diese Preise wurden aus der RPI-Datenbank bezogen auf eine zwölfmonatige Periode (August 2003–Juli 2004) herangezogen und aus ihnen für jede Region und

6 Daneben führt die Reward Group seit 1974 Schätzungen zu den regionalen Lebenshaltungskosten durch. Vorrangig sind große Unternehmen Kunden der Reward Group Reports, die auf der Grundlage der Berichtsergebnisse Evaluationen zu den regionalen Abweichungen der Löhne und Ausgaben leitender Angestellter und Manager vornehmen. Während die Ergebnisse der ONS-Erhebungen der Allgemeinheit unentgeltlich zur Verfügung stehen, werden die Resultate der Reward Group vermarktet.

auf nationalem Niveau der Durchschnittspreis berechnet. Der relative regionale Preis wurde dann als Quotient des regionalen Preises und des nationalen Durchschnittspreises berechnet. Diese Berechnung wurde für alle zwölf Monate durchgeführt und der Jahresdurchschnitt gebildet (vgl. Wingfield/Fenwick/Smith 2005: 37).

4.2 Berichtsgemeinden

Neben der Hauptstadt London wurden 11 weitere Regionen in Großbritannien in den interregionalen Preisvergleich einbezogen. Dabei stand im Mittelpunkt der Auswahl der Berichtsstellen nicht wie in Deutschland die Verteilung der Wohnbevölkerung auf die Größenklasse, sondern das Größenverhältnis der regionalen Ausgaben der Haushalte (vgl. Wingfield/Fenwick/Smith 2005: 37 f.). Insgesamt wurden rund 65 Standorte berücksichtigt, wobei die Anzahl der Berichtsstellen pro Region zwischen 5 in Northern Ireland und 22 im Südosten Großbritanniens betrug. Je Standort wurde auf Zufallsbasis eine Stichprobe von Berichtsstellen von den Preiserhebenden gezogen.

4.3 Preisrepräsentanten

Für einzelne Güter, die nicht aus dem RPI direkt entnommen werden konnten, wurden spezielle Annahmen getroffen. Nationale Durchschnittspreise wurden bspw. für Bankdienstleistungen und Schifffahrtstransporte zugrunde gelegt. Die Anschaffungskosten für Kraftfahrzeuge wurden aufgrund der schwierigen Erhebung infolge von Verhandlungsspielräumen und Abweichungen des tatsächlichen vom beworbenen Preis vollständig ausgeschlossen. An regionalen und internationalen Flughäfen wurden für die Economy-Class Durchschnittspreise ermittelt. Diese umfassten sowohl Kurzstrecken- als auch Langstreckenflüge und wurden auf die anteiligen Passagierzahlen umgerechnet.

Mieten und Transportgebühren wurden auf der Grundlage verfügbarer Daten des ODPM und der Strategic Rail Authority integriert. Aus dem RPI-Ansatz wurde ein Preisschätzungsmodell übernommen, um Hypothekenraten und Abschreibungen in die Problematik des Preisvergleiches aufnehmen zu können. Artikel, die im RPI nicht detailliert genug ausgeführt sind, um eine identische Erhebung der Produkte sicherzustellen, wurden nicht verwendet. Daher mussten einzelnen Artikeln Beschreibungen hinzugefügt werden, um eine regionale Vergleichbarkeit zu garantieren. Dies galt insbesondere für die Klassen: Bekleidung, Mobiliar, elektronische Geräte und Reisen, für die spezielle Erhebungsbögen entworfen wurden, um den Fragestellungen des regionalen Preisvergleiches gerecht zu werden.

Mehr als 80.000 Preise für 360 Artikel wurden im Rahmen der Erhebung ermittelt. Das persönliche Aufsuchen der Verkaufsstellen wurde kombiniert mit telefonischen Befragungen und Internetrecherchen, insbesondere für Freizeitangebote und Versicherungsleistungen. Durchschnittlich wurden an fünf Standorten pro Region die Preise erhoben. In London wurden aufgrund seiner Größe 10 Verkaufsstellen aufgesucht (vgl. Wingfield/Fenwick/Smith 2005: 37 f.). Verkaufsdaten, Webseiten und Handelsvertreter wurden ferner genutzt, um identische und repräsentative Artikel auszuwählen, die in die Erhebung einfließen sollten.

4.4 Die Indexformel

Die gesamten relativen Preise zwischen den Regionen wurden auf dem Gruppenniveau (siehe Anhang) mittels drei verschiedener Herangehensweisen berechnet (vgl. Wingfield/Fenwick/Smith 2005: 37 ff.; Fenwick/O'Donoghue 2003): nationale Gewichte, regionale Gewichte und dem geometrischen Mittel beider Gewichte. Durch die Verwendung nationaler Gewichte werden die regionalen Kosten des nationalen RPI-Warenkorbs ausgedrückt. Dies ermöglicht einen Vergleich des einheitlichen Warenkorbes der einzelnen Regionen mit dem nationalen Durchschnitt und der Regionen untereinander. Es erfolgt hierbei jedoch keine Berücksichtigung unterschiedlicher Ausgabenstrukturen zwischen den Regionen. Den nationalen Gewichten liegen die folgenden Formeln zugrunde:

$$P_R \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{regional} q_i^{national}}{\sum_{i=1}^n p_i^{national} q_i^{national}},$$

wobei für alle n Artikel gilt:

$P_R =$	relativer Wert einer Region R
$i =$	i^{ter} Artikel
$p_i^{regional} =$	Durchschnittspreis für Gut i in der Region
$p_i^{national} =$	Durchschnittspreis für Gut i in Großbritannien (national)
$q_i^{regional} =$	verkaufte Menge in der Region
$q_i^{national} =$	verkaufte Menge in Großbritannien

Für Gewichte, die nur in Form ihres nationalen Ausgabenanteils verfügbar sind (i ist der individuelle Artikel) gilt:

$$w_i \equiv \frac{p_i^{national} q_i^{national}}{\sum_{i=1}^n p_i^{national} q_i^{national}}.$$

Daraus ergibt sich die aggregierte Gleichung der nationalen Gewichte als:

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{\text{regional}}}{p_i^{\text{national}}} \right) \times w_i.$$

Wie in Abbildung A1 (Anhang) zu sehen, wird ausschließlich auf der untersten Ebene, bei der Ermittlung der Einzelpreise, das ungewichtete arithmetische Mittel angewendet. Auf den übergeordneten Ebenen fließen jeweils die gewichteten arithmetischen Mittel in die Berechnung unter Verwendung der nationalen Gewichte ein (Ball/Fenwick 2005).

Regionale Gewichte werden dann herangezogen, wenn die regionalen Kosten regionaler Warenkörbe ermittelt werden sollen. Diese Form der Herangehensweise ermöglicht einen Vergleich der relativen Kaufkraft pro Währungseinheit für einen repräsentativen Warenkorb einer individuellen Region im Vergleich zum Kauf dieses Warenkorbes auf der Basis des nationalen Durchschnittspreises. In den Fällen, in denen die regionalen Variationen der Ausgabenstrukturen berücksichtigt werden sollen, ergibt sich der relative Wert einer Region P_R als:

$$P_R = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{regional}} q_i^{\text{regional}}}{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{national}} q_i^{\text{regional}}},$$

wobei die Gewichtungsfaktoren als folgende Formel beschrieben werden können:

$$w_i = \frac{p_i^{\text{regional}} q_i^{\text{regional}}}{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{regional}} q_i^{\text{regional}}}.$$

Dies führt zur aggregierten Gleichung regionaler Gewichte der Form:

$$\frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{\text{national}}}{p_i^{\text{regional}}} \right) \times w_i}.$$

Wie auch bei der Methode der nationalen Gewichtung wird bei der Verwendung der regionalen Gewichte auf der Ebene der Einzelrepräsentanten das ungewichtete arithmetische Mittel bestimmt. Der Unterschied zwischen beiden Methoden besteht jedoch auf den übergeordneten Ebenen. Hierzu wird bei der regionalen Methode das gewichtete harmonische Mittel angewendet.

Die dritte Methodik der Aggregation der Preisrelationen ist eine Mischkalkulation auf Basis des geometrischen Mittels beider vorher beschriebenen Herangehensweisen. Durch diese Mischkalkulation wird ein Grad der Vergleichbarkeit erzeugt, im Falle, dass die Warenkörbe im zwischenörtlichen Preisvergleich nicht

absolut identisch sind. Auf diese Weise können Kaufgewohnheiten in den einzelnen Regionen teilweise berücksichtigt werden.

Für jede Region erfolgt die Aggregation der individuellen Preisrelationen zu einer einzelnen Preisrelation, die die gesamten Ausgaben des RPI-Warenkorbs in einem zweistufigen Prozess widerspiegelt. Zunächst werden ähnliche Artikel so gruppiert und gewichtet, dass ein Schätzwert der regionalen Preise im Vergleich zum britischen Durchschnittspreis für jede RPI-Gruppe ermittelt werden kann. Auf der zweiten Stufe der Aggregation werden die Preisrelationen der Gruppen gewichtet, um eine gesamte Preisrelation zu bestimmen. An dieser Stelle entscheidet sich, welche der drei o. g. Methoden angewendet wird (vgl. Wingfield/Fenwick/Smith 2005: 38; Ball/Fenwick 2005).

5 USA

In den USA gibt es verschiedene Cost-of-Living (COL)-Indizes, die regionale Preisunterschiede versuchen zu erfassen. Dabei wird zwischen zwei methodischen Ansätzen unterschieden: der Housing-Based Methode und Warenkorbmodellen (vgl. Curran et al. 2005: 6 ff.). Mittels der Housing-Based Methode werden regionale Preisunterschiede ausschließlich auf Basis differierender Kosten in den Wohnverhältnissen abgebildet. Andere Kosten für Güter und Dienstleistungen fließen in die Messung regionaler Preisunterschiede nicht mit ein. Daher wird im Folgenden nicht weiter auf die Housing-Based Methode eingegangen. Der zweite Ansatz stützt sich auf einen festgelegten Warenkorb. Warenkorbmodelle schließen mehr Aspekte zur Erhebung von Preisunterschieden ein und sind eine grobe Approximation der Methode, die vom U. S. Bureau of the Census zur Bestimmung des Verbraucherindex verwendet wird. Bei diesem methodischen Ansatz werden die Kosten für eine konstante Kombination von Waren und Dienstleistungen oder einen fixierten Warenkorb zwischen verschiedenen Regionen ermittelt. Diese Herangehensweise ist weit aus akkurater als die Housing-Based Methode, da die relativen Preise für Güter und Dienstleistungen für einzelne Gruppen wie Gesundheit, Transport, Nahrungsmittel, Bekleidung und Versicherungen erfasst werden (vgl. Curran et al. 2005: 11 f.).

Grundlage des warenkorbbezogenen Ansatzes sind Verbraucherprofile, die definieren, welche Güter/Dienstleistungen und mit welchen Gewichtungen diese in den Warenkorb einfließen. Auf Basis der Daten des Verbraucherpreisindex, der vom U. S. Bureau of Labor Statistics (BLS) erfasst wird, erstellen Wissenschaftler diese Verbraucherprofile. Üblicherweise werden die Verbraucherprofile aus den durchschnittlichen nationalen Ausgabemustern der zu untersuchenden Bevölkerungsgruppe abgeleitet – bspw. einer vierköpfigen Familie mit einem Jahreseinkommen von 55.000 USD pro Jahr. Darauf aufbauend wird der Warenkorb für die spezifi-

zierte Zielgruppe zusammengestellt (vgl. Curran et al. 2005: 12 f.). So können die relativen Kosten bezogen auf den Warenkorb zwischen verschiedenen Regionen verglichen und Indizes herausgearbeitet werden, die in der Lage sind zu bestimmen, wie stark die Preise einzelner Regionen in Bezug zu einer anderen Region oder dem nationalen Durchschnitt abweichen.

Bezüglich der Datenerhebungsmethode muss zwischen zwei weiteren Ansätzen unterschieden werden – der Sekundär- und Primärdatenerhebung. Das Economic Research Institut (ERI) verwendet bspw. für die Erhebung seines COL-Index nur Sekundärdaten. Dabei greift das Institut auf vorhandene Preisdaten wie lokale Einzelhandelsberichte, Daten der Landesbehörden oder nationale Erhebungen zurück. Die verwendeten Daten werden jedoch für andere Zwecke erhoben, so dass der Aussagegehalt dieser Erhebungsmethode nur beschränkt zuverlässig ist (Curran et al. 2005: 12).

Bei der Methode der Primärdatenerhebung handelt es sich um Daten, die aus erster Hand für den Zweck der Bestimmung des COL-Indexes ermittelt werden. Die beiden wichtigsten COL-Schätzungen in den USA unter Verwendung von primären Preisdaten werden von Runzheimer International⁷ und der ACCRA⁸ bereitgestellt. Runzheimer International prognostiziert den COL-Unterschied für 350 inländische und internationale Städte auf monatlicher Basis. Dabei werden die Preise von den Erhebungsbeauftragten vor Ort ermittelt. Demgegenüber werden bei ACCRA die COL-Indizes von Freiwilligen dreimal jährlich für circa 300 amerikanische Großstadtreionen (Metropolitan Statistical Areas – MSAs und Primary Metropolitan Statistical Areas – PMSAs) erhoben.

Runzheimer COL-Indizes werden für verschiedene Verbraucherprofile auf Basis von vier Oberklassen erstellt: Transport, Unterkunft, Allgemeine Güter und Dienstleistungen sowie Steuern. Während die ersten drei Kategorien von den Rechercheuren direkt erhoben werden, werden die Steuerausgaben mithilfe eines Vorhersagemodells gemessen. Innerhalb der Allgemeinen Güter und Dienstleistungen werden 10 Kategorien einbezogen: Nahrungsmittel zum häuslichen Verzehr, Nahrungsmittel, die außer Haus verzehrt werden, Tabak, Alkohol, Möbel und Haushaltstechnik, häusliche Dienstleistungen, Bekleidung, Körperpflege, Gesundheitsversorgung und Freizeitbeschäftigungen. Dafür werden 150 Preise an drei verschiedenen Standorten auf halbjährlicher Basis ermittelt.

Die Runzheimer International Daten sind aufgrund der gewährleisteten Datenerhebungskonsistenz, der hohen Anzahl von ermittelten Preisen und Frequenz als

7 Siehe Runzheimer International: <http://www.runzheimer.com/>.

8 ACCRA: American Chamber of Commerce Research Association. Veröffentlichung durch Council of Community and Economic Research (C2ER) siehe: <http://www.coli.org/>.

äußerst zuverlässig anzusehen, sind aber für die Kunden sehr kostenintensiv.⁹ Des Weiteren muss darauf hingewiesen werden, dass die Methodik von Runzheimer International nicht vollständig offen gelegt wird, so dass eine Überprüfung der Anwendbarkeit des COL-Maßes auf einkommensschwache Bevölkerungsgruppen nicht durchgeführt werden kann (vgl. Curran et al. 2005). Im Folgenden wird auf die Methode der ACCRA detailliert eingegangen. Diese macht in ihrem Handbuch die methodischen Herangehensweisen deutlich.

5.1 Herangehensweise

Der ACCRA COL-Index wurde erstmals 1967 ermittelt und im Jahr 1968 veröffentlicht. Zum damaligen Zeitpunkt konnten 147 Ballungsgebiete abgebildet werden. Ende der 1970er Jahre beteiligten sich bereits mehr als 200 Regionen an den zwischenörtlichen Preisvergleichen, seit 1990 sogar mehr als 300. Heute repräsentieren die teilnehmenden Regionen am ACCRA COL-Index ca. 70 Prozent der städtischen Bevölkerung in den USA und mehr als 80 Prozent der Bevölkerung der 50 größten amerikanischen Städte (ACCRA 2008: Section 4).

Der ACCRA COL-Index misst 59 Produkte in sechs Kategorien: Lebensmittel, Unterkunft, Nebenkosten, Transport, Gesundheitsversorgung, u. a. Güter und Dienstleistungen. Die von ACCRA selbst erarbeiteten Berichtsbögen werden den Freiwilligen, die die Preiserhebungen auf Basis einer Mitgliedschaft durchführen, als Vorlage bereitgestellt.

Für die Erhebung der Preise werden die Einzelhändler von den ACCRA-Mitgliedern in jedem MSA angeworben. Die erhobenen Preise werden dann mit einem nationalen Durchschnittspreis, der dem Wert 100 gleichgesetzt wird, verglichen. Die regionalen COL-Indizes werden prozentual von diesem Vergleichsstandard angegeben.

Das ACCRA-Verbraucherprofil konzentriert sich auf die mittlere Einkommenschicht von Haushalten, in denen mindestens einer der Partner einer leitenden Tätigkeit nachgeht, Fachkraft oder in den oberen Top 20 der Einkommensverteilung im MSA/PMSA angesiedelt ist (ACCRA 2008: Section 1). Eine weitere Voraussetzung des Verbraucherprofils ist, dass beide Partner einen Fach-/Hochschulabschluss besitzen, und Paare mit Hauseigentum ein Kind haben. Dazu wird ein Großteil der Kostendaten in Geschäften mit hochwertigen Produkten wie speziellen Einzelhändlern, Luxus-Schönheits-/Frisörsalons und Bekleidungsläden des mittleren Preissegments erhoben. Große Discounter wie Wal-Mart oder Target werden von der Preiserhebung ausgeschlossen.

⁹ Preisnachlässe für größere Datenmengen sind verfügbar, ein Index von 100 Standorten kann zu einem Preis von 26.000 USD angefragt werden.

Das Ausgabenprofil der ACCRA-Methodik entspricht näherungsweise den Verbraucherprofilen von Wenigverdienern und der mittleren Einkommensschicht in den Kategorien: Unterkunft und Nebenkosten, Gesundheitsversorgung sowie Transport (Curran et al. 2005). Nach Auffassung von Curran et al. (2005) ist der ACCRA COL-Index die derzeit beste verfügbare Methodik, auch Wenigverdiener und mittlere Einkommensschichten in der Realität abzubilden. Die Methodik der Datenerhebungen, Qualitätskontrollen zur Ausschließung von Fehlern sind beim ACCRA-Index vollständig transparent. ACCRA-Indizes sind zudem eine kostengünstige Variante, auf Daten eines regionalen Preisvergleiches zurückzugreifen.¹⁰

5.2 Vorbereitung und Durchführung der Erhebung

Die freiwilligen Preiserhebenden sind dazu angehalten, das Handbuch vollständig und sorgfältig zu lesen. In der Einleitung werden die Richtlinien zur Verwaltung des ACCRA-Indexes sowie die Qualitätskontrollprozesse umrissen, um die Präzision und Sorgfalt der Preiserhebungen durch die Freiwilligen zu gewährleisten. Circa zwei Wochen vor der nächsten Preisermittlung werden die Berichtersteller vom Projektmanager angeschrieben mit Hinweis auf den nächsten Erhebungszeitpunkt. Darüber hinaus weist der Projektmanager auf Änderungen in den Artikelspezifikationen oder etwaige Veränderungen in der Marketingpraxis der Unternehmen hin – so z. B. auf die Einführung einer neuen Verpackungsgröße für Kaffee, die der erfragten Kaffeegröße sehr ähnlich sieht.

Dreimal jährlich – jeden ersten Donnerstag, Freitag und Samstag im Januar, April und September – wird der ACCRA COL-Index erhoben. Sollten die Erhebungstage von Feiertagen tangiert werden, so gelten der folgende Donnerstag, Freitag und Samstag des Monats als Erhebungstag. Es werden drei Methoden seitens ACCRA für die Preisermittlungen als angemessen angesehen: die Mail-, Fax- oder Email-Methode, telefonische Befragungen und persönliches Aufsuchen der Standorte. Es wird explizit darauf hingewiesen, dass die Telefonmethode die am wenigsten zuverlässige Methode für die Kategorie der Lebensmittel ist (ACCRA 2008: Section 2.2). Die telefonische Befragung ist für die Gruppen: Transport, Gesundheitsversorgung u. a. Waren und Dienstleistungen geeignet. Mail, Fax oder Email bieten sich hingegen an, Preise für Wohnungsmieten oder Häuser zu ermitteln sowie die Dienstleistungen von Ärzten und Zahnärzten zu erfragen. Im Bereich der Lebensmittel ist die persönliche Ermittlung der Preise unausweichlich, da Tests ergeben haben, dass telefonische Befragungen zu Unstimmigkeiten geführt haben.

¹⁰ Für einen Jahresbeitrag von 140 USD können einzelne Berichte als Kopie für 70 USD angefordert werden. Daten im elektronischen Excel-Format kosten 250 USD, die kombinierte Variante (Kopie und elektronischer Zugriff) kosten 295 USD.

5.3 Berichtsgemeinden

Um eine Vergleichbarkeit der erhobenen Daten zu gewährleisten, wurden Ende der 1980er Jahre ländliche Gebiete aus den Preisermittlungen ausgeschlossen, da sie nicht den städtischen Lebensstandard abbilden, den der ACCRA-Index verkörpert – auch wenn ländliche Gegenden eine Alternative zum städtischen Leben darstellen und attraktiv für die Zielgruppe sind (ACCRA 2008: Section 1.3). Eine Ausnahme wurde für ländliche Städte geschaffen, *wenn* die Einwohnerzahl im Landkreis 50.000 *und wenn* die Bevölkerungszahl der Stadt selbst 35.000 übersteigt. Insgesamt basiert der ACCRA-Index auf Daten, die in ca. 400 Städten erhoben werden.

Mindestens fünf Standorte werden für die Preisermittlung einer jeden Ware/Dienstleistung in das Sample von Großstädten aufgenommen. Mit steigender Anzahl der Einwohner, steigt auch das Sample – 10 Standorte werden als geeignet in einer Stadt erachtet, die mehr als eine Million Einwohner besitzt. In ländlichen Regionen ist es auch zulässig, nur drei Standorte zu listen. Jeder Bericht mit weniger als drei bzw. fünf Standorten wird zurückgewiesen und nicht im Quartal berücksichtigt. Ferner werden Berichte, in denen einzelne Preise nicht erfasst wurden, nicht in die Quartalsberechnung des COL-Index einbezogen. Ausnahmen bestehen für die Kategorie der alkoholischen Getränke in Städten, in denen kein Alkohol erlaubt ist oder Wohnungsmieten in ländlichen Gebieten, die aufgrund der dort vorherrschenden Eigentumsverhältnisse nicht auffindbar sind.

5.4 Gütersystematisches Wägungsschema

Die Gewichtung der Warengruppen im ACCRA COL-Index basiert auf den Daten des Consumer Expenditure Survey, der vom BLS bereitgestellt wird (siehe Tabelle 5). Bislang gab es zwei große Revisionen (1979 und 1982), die der Anpassung der Verbrauchsstrukturmuster dienten sowie mit einer Erhöhung der Anzahl der Preisrepräsentanten verbunden waren. In den Jahren 1992, 2003, 2004, 2005 und 2006 erfolgten ebenfalls Anpassung der Gewichtungsfaktoren entsprechend der aktuellen Verbrauchsstrukturen in den USA.

Die Nahrungsmittel werden derzeit im gesamten Index mit 12,49 Prozent berücksichtigt und beinhalten die meisten Artikel, die es zu ermitteln gilt. Innerhalb des Indexes entfallen 17,15 Prozent auf Fleischprodukte, 11,27 Prozent auf Milchprodukte, 11,36 Prozent auf Obst und Gemüse, 8,51 Prozent auf Backwaren sowie 51,71 Prozent auf andere Nahrungsmittel. Auf der Grundlage von Marktforschungsinstituten wurde eine Auswahl der Artikel, Verpackungsgrößen und Marken getroffen.

Tabelle 5: Gewichtungen der Warengruppen in den USA

Index	Teilgewichtung des Index
Nahrungsmittelindex	0,1249
Unterkunftsindex	0,2984
Versorgungsindex	0,0994
Transportindex	0,1073
Gesundheitsindex	0,0407
Sonstige Güter/Dienstleistungen	0,3293
Quelle: ACCRA (2008).	

Von besonderer Bedeutung ist der Housing Index. Mit einem Gewicht von 24,94 Prozent am gesamten COL-Index gehen die monatlichen Zinszahlungen für den Erwerb eines neuen Hauses ein. 4,9 Prozent entfallen auf die monatlichen Wohnungsmieten.

Im Nebenkostenindex von 9,94 Prozent werden Strom, Wärmekosten und Telefon erfasst. Zunächst gilt es zu ermitteln, wie viel Energie je Energieart monatlich verbraucht wird (Gas, Öl, Strom). Dazu ist zu erfragen, welche Energieträger die neuen Häuser in der Region für die Zentralheizung, für die Warmwasseraufbereitung oder zum Kochen verwenden. Für jede Nebenkostenstelle sind der Grundbetrag zu ermitteln sowie geltende Ausgleichszahlungen, wenn Preisanpassungen an den Kunden weitergegeben werden. Steuern und Franchisegebühren sind nicht Gegenstand der Preiserhebung. Beliefert mehr als ein Anbieter die Häuser der Region mit Strom oder Gas und beträgt der Marktanteil des Marktführers mehr als 70 Prozent, so benötigt ACCRA nur die Daten des Marktführers. Andernfalls ist es notwendig, die Marktanteile der Marktteilnehmer an ACCRA weiterzuleiten (ACCRA 2008: Section 2.15 f.).

Beim Transportkostenindex (10,73 %) werden einerseits die Treibstoffpreise nationaler Marken auf der Basis der Selbstbedienung erhoben. Werden Preisnachlässe für Bar- oder Kreditkartenzahlungen gewährt, so sollen diese Discountpreise dokumentiert werden. Andererseits wird das Auswuchten eines Vorderrades als Serviceleistung erfragt. Die Preise sollen hierfür in Werkstätten, Reifenverkaufsstellen oder Servicestellen erfragt werden.

Zu den Gesundheitsdienstleistungen (4,07 %) zählen Augen- und Zahnuntersuchungen. Augenuntersuchungen werden für einen Arztbesuch nach der American Medical Association Prozedur 99213 für Krankenkassenmitglieder, Zahnarztbesuche nach dem Standard der American Dental Association Prozedur 01110 (Zahnreinigung) erfasst. Da die Preise in diesem Segment zu Schwankungen tendieren, sollte das Sample der Standorte höher sein als bei anderen Warengruppen. Ferner sind Cholesterin- und Schmerztabletten im Preiserhebungskatalog für Gesundheitsdienstleistungen aufgeführt.

Die fünfte Warengruppe ist die Gruppe Sonstiger Güter und Dienstleistung mit einer Gewichtung von 32,93 Prozent und beinhaltet Speisen zum Mitnehmen, Körperpflege, Bekleidung, Haushaltstechnik, Unterhaltung, Lektüre und alkoholische Getränke. In dieser Gruppe wird präzise vorgegeben, welche Artikel/Dienstleistungen erfragt werden sollen.

5.5 Preisrepräsentanten

Die Preise von nahezu 100.000 Artikeln sind die Grundlage für den regionalen Preisvergleich mittels des ACCRA-Index (C2ER 2008: ii). Sofern der zu erfragende Artikel derzeit in der Verkaufsstelle nicht verfügbar ist, sollte der üblicherweise geltende Preis dafür erfragt werden. Auch ist darauf zu achten, dass sich in der Auswahl der Verkaufsstellen die Marktmacht der Anbieter widerspiegelt. Werden die Produkte in Filialketten ermittelt, sollte das Sample die Marktanteile der Ketten repräsentieren. Verfügt bspw. eine Kette über 25 Prozent Marktanteil, so sollten bei acht verschiedenen Verkaufsstellen zwei dieser Kette angehören. Keinesfalls sollten die Preise dieser Ketten doppelt gewichtet werden, da die Preise auch innerhalb der Filialen variieren.

Im Zuge der zunehmenden Kundenbindung gewähren Einzelhändler ihren Kunden sogenannte „Mitgliedschaftskarten“, mit denen einzelne Produkte zu reduzierten Preisen erworben werden können. Preise dieser Art dürfen nur dann berücksichtigt werden, wenn die Mitgliedschaft kostenfrei ist und der Inhaber der Karte den Rabatt auch am Tag der Ausstellung der Mitgliedschaftskarte erhält.

Für einzelne Produkte erlaubt die ACCRA-Spezifikation eine Auswahl der Marken. Es muss nicht der Preis dieser Produkte in allen Verkaufsstellen nur für eine Marke erfasst werden. Bei diesen Produktgruppen gilt es, den geringsten Preis in den Verkaufsstellen zu ermitteln. Zur Wahrung der Einheitlichkeit sollten stets nationale Marken für die Preisermittlung herangezogen werden.

Spezialangebote müssen dokumentiert werden. Bei Angeboten wie „Zwei für Eins“ ist der Preis für das Einzelprodukt zu listen. Ist der Preis für die erste Pizza 8,99 USD und jede weitere Pizza 5,00 USD so wird der Preis von 8,99 USD vermerkt.

Bei Abweichungen der Verpackungsgröße ist die jeweils nächstgrößere Verpackungseinheit als die spezifizierte Größe zu dokumentieren. Gibt es keine größere Packungsgröße, dann ist die ähnlichste zu wählen. Im Folgenden muss dann der Preis anteilmäßig hinzu- oder abgerechnet werden.

Ungeachtet der Gewissenhaftigkeit, mit der die Preisermittler die Statistik führen, sind Fehler unvermeidbar. In einem diffizilen Überprüfungsprozess werden auf drei Stufen Fehler in den Preisermittlungen seitens der ACCRA-Mitarbeiter als Überwachungsfunktion ausgeschlossen. Auf der ersten Stufe wird auf Rechenfehler

kontrolliert. Atypische Preise für einen Artikel, unerwartete quartalsmäßige Abweichungen vom durchschnittlichen Warenpreis sowie Durchschnitte, die ungewöhnlich hoch- oder niedrig relativ zum regionalen Durchschnitt sind, gelten als auffällig. Abweichungen, die nicht vom Preiserhebenden dokumentiert wurden, werden vom Überprüfenden der ACCRA zur Verifizierung oder Korrektur zurückgesandt.

Im Detail werden auf der zweiten Stufe alle Auffälligkeiten überprüft, die nicht bereits auf der ersten Stufe verifiziert wurden. Nach Klärung aller auftretenden Fragestellungen wird vorläufig eine Berechnung durchgeführt, auf dessen Ausdruck alle Preise mit einem Stern gekennzeichnet werden, die eine größere Standardabweichung als zwei vom nationalen Durchschnitt besitzen. Der Projektmanager benutzt auf der dritten Stufe die vorläufigen Ergebnislisten, um Preise zu ermitteln, die vom Landes- oder regionalen Durchschnitt abweichen. Aufgrund dieser gründlichen Herangehensweise werden nahezu alle Teilnehmer auf der ersten Stufe kontaktiert, ca. 75 Prozent müssen auf der zweiten Stufe und 25 Prozent der Teilnehmer müssen auf der dritten Stufe nochmals befragt werden.

5.6 Die Indexformel

Der Index des ACCRA Cost-of-Living-Index misst das relative Preisniveau für Konsumgüter und Dienstleistungen in den teilnehmenden Regionen. Der Durchschnitt aller teilnehmenden städtischen und ländlichen Regionen entspricht 100. Jeder Teilnehmerindex ist somit ein prozentualer Anteil des Durchschnitts aller Regionen. Über die Struktur der Indexformel wird im Handbuch des ACCRA-Index keine Aussage getroffen.

6 Weltbank

Das International Comparison Program (ICP) wurde 1968 als Joint Venture der United Nations und der University of Pennsylvania mittels finanzieller Unterstützung der Ford Foundation und Weltbank ins Leben gerufen. Ziel des ICP ist die Messung von Preisunterschieden zu einem bestimmten Zeitpunkt zwischen Ländern oder Regionen. Die erste Erhebung fand 1970 in zehn Ländern statt und wurde in den Jahren 1975, 1980, 1985, 1990 und 1993 unter zunehmender Teilnahme anderer Länder wiederholt. Im Jahr 1993 partizipierten bereits 118 Länder an der Studie, so dass alle Regionen der Welt erstmals abgedeckt waren. Die Erhebungsrunde 2003–2006 produzierte Daten für 148 teilnehmende Länder (ICP Handbook 2002–2006).

Die Bedeutung des ICP ist vielseitig. Auf der Basis der Purchasing Power Parities des ICP werden die Pro-Kopf-Ausgaben für Lebenshaltungskosten, Bildung, Gesundheit der Länder und Regionen untereinander evaluiert. Preisvergleiche für den

Basiskonsum von Gütern und Dienstleistungen oder die Gesamtausgaben dienen der Bestimmung der Häufigkeit von Armut in Ländern und somit der Überwachung von politischen Maßnahmen zur Armutsverminderung. Die Europäische Union bspw. verwendet 30 Prozent ihres gesamten Budgets des Struktur- und Kohäsionsfonds zur Überwindung ökonomischer Disparitäten zwischen den EU-Mitgliedstaaten. Ferner bietet der Vergleich der Relation von PPPs und Wechselkursen für ähnliche Länder eine Möglichkeit der Evaluation der Wechselkurspolitik. Aber auch multinationale Unternehmen verwenden PPP-Daten zur Bestimmung ihrer weltweiten Aktivitäten, da sie bspw. Zugang zu den relativen Preisen für Arbeitskraft, Rohstoffen und Marktgrößen erhalten.

6.1 Herangehensweise

Die Bestimmung der PPPs erfolgt in zwei verschiedenen Phasen. Zunächst werden die Gesamtausgaben im ICP in Untergruppen – sogenannten Basic Headings (BHs) – heruntergebrochen, um relativ homogene Gruppen von Gütern und Dienstleistungen zu erhalten (ICP Operational Manual 2005: 22). Die Preise der Güter innerhalb einer Untergruppe werden bestimmt und als einfaches Verhältnis ungewichteter Durchschnittspreise zwischen den Ländern verglichen, da in der Regel die regionalen Gewichte für die Einzelgüter nicht verfügbar sind. Zur Wahrung der Transitivität¹¹ der Ergebnisse in multilateralen Preisvergleichen wird für EU-OECD-Länder die EKS*-Methode,¹² für alle anderen Länder die CPRD-Methode (Country-Product-Representativity-Dummy)¹³ verwendet, um die Preisverhältnisse zwischen den Ländern bei fehlenden Preisrepräsentanten auf der Ebene der BHs ermitteln zu können. Die zweite Stufe umfasst auf den höheren Ebenen über den BHs eine aggregierte Gewichtung. Die Berechnung der PPPs geschieht dann auf internationalem Level und kann nicht von den einzelnen teilnehmenden Ländern erfolgen, da sie keinen Zugang zu den Daten der anderen Länder besitzen (ICP Operational Manual 2005: 38).

Ein fundamentales Problem des internationalen Preisvergleiches sind die Verbrauchergewohnheiten. So wird in einigen Ländern bspw. kein Rindfleisch konsumiert oder sind Kartoffeln nicht Bestandteil des Speiseplans, da hauptsächlich Reis konsumiert wird. Aus diesem Grund werden die 150 teilnehmenden Länder in sechs weltweite Regionen unterteilt, deren Produktlisten in ihren Charakteristiken

11 In einem Drei-Länder-Vergleich muss der Wert der direkten Parität der Länder A und C den gleichen Wert ergeben wie das Produkt der Paritäten zwischen Land A und B und zwischen B und C.

12 Die EKS*-Methode beschreibt die Methode von Eltetö/Köves/Szculc zur multilateralen Preisermittlung. Eine genauere Beschreibung ist zu finden bei Drechsler (1973: 17–34).

13 Details zur EKS*-Methode und CPRD-Methode sind dem ICP Handbuch zu entnehmen.

ähnlich sind. Somit können repräsentative Güter miteinander verglichen werden (ICP Operational Manual 2005: 18). Die ICP-Daten weisen die gleiche Klassifizierung auf, die zur Bestimmung des BIP in den Ländern verwendet werden. Somit werden die Verbrauchsgewohnheiten in den einzelnen Ländern widerspiegelt. Dies kann im Extremfall bedeuten, dass die Produktlisten einzelner Regionen völlig unterschiedlich sein können im Vergleich zu Produktlisten anderer Regionen. Um dennoch die Regionen vergleichbar machen zu können, muss ergänzend eine Methode eingeführt werden, die zuverlässig einen Vergleich der Daten auf weltweitem Niveau ermöglicht. Daher wird ein sogenannter Ringvergleich vorgenommen.

Dieser Ringvergleich basiert auf der Verlinkung verschiedener Binnen-Region-PPPs durch die Berechnung der PPPs zwischen den Regionen untereinander vor dem Hintergrund der Beständigkeit der Datenlage (ICP Operational Manual 2005: 43 f.). Beständigkeit ist ein wesentliches Konzept im ICP. Kaufkraftparitäten sind in einem multilateralen Vergleich nicht nur abhängig von den Preisen, die in zwei Ländern erhoben werden, sondern von den Preisen aller Länder in dieser multilateralen Gruppe. Sobald ein neues Land dieser Gruppe beitrifft, werden die PPPs aller Gruppenmitglieder beeinflusst. Deshalb ist es notwendig, eine Prozedur zu integrieren, die die Beständigkeit bewahrt, d. h. eine Änderung in einem Land darf die Verhältnisse anderer Länder untereinander nicht beeinflussen. Daher umfasst das ICP eine Reihe multilateraler PPPs innerhalb jeder der sechs Regionen sowie multilaterale PPPs zwischen allen Regionen. Die Preise der nationalen Währungseinheiten werden in eine Bezugswährung der Region umgerechnet. Die Währung, die als Basis für die Region gewählt wird, ist willkürlich und beeinflusst die Ergebnisse nicht. Darauf aufbauend wird die CPRD-Methode verwendet, um die zwischenregionalen Basic Heading PPPs zu bestimmen. Nachfolgend wird eine Region als globale Referenzregion festgelegt, dessen Währung als Bezugswährung für die globalen Währungsbezüge gilt. Der Vorteil der CPRD-Methode im Ringvergleich ist, dass die Preise in allen Ländern einer jeden Region in den eigenen Währungen ausgedrückt werden und nicht nur in den Preisen der beiden Referenzländer eines einfachen Brückenvergleichs.¹⁴

Die Schritte zur Bestimmung einer vollständigen Menge von PPPs können wie folgt zusammengefasst werden (ICP Handbook 2003–2006: 44 f.):

- Jede Region erstellt die PPPs für die 155 Hauptausgabenkategorien (BHs) auf der ersten Stufe.

¹⁴ Angenommen, es existieren nur zwei Regionen, so würde die Verlinkung wie folgt vorgenommen: Ein Land wird jeweils aus einer Region als „Brückenland“ herausgenommen und die binären PPPs werden für diese Brückenländer dieser Regionen bestimmt. ICP hat jedoch sechs Regionen, nicht nur zwei. Ein einzelnes Paar von Brückenländern würde das Konzept der Beständigkeit tangieren.

- Die Ringländer einer jeden Region sammeln die Produktpreise für eine spezielle „Weltartikel-Liste“ von 950 Gütern.¹⁵
- Die Produktpreise für jedes Ringland in einer Region werden umgerechnet in die regionale Basiswährungseinheit unter Verwendung der auf Stufe 1 ermittelten PPPs der Regionen.
- Das ICP Global Office verwendet die CPRD-Methode für jede der BHs, um die sechs zwischen-regionalen PPPs zu ermitteln unter Verwendung der angepassten Ringpreisdaten für jede Hauptausgabenkategorie.
- Eine Menge von Basic Heading PPPs für jedes teilnehmende Land kann errechnet werden durch die Multiplikation der inner-regionalen PPS mittels der adäquaten zwischen-regionalen PPPs.

Das ICP Handbuch geht nicht auf die Erklärung der Erhebungsmethoden für Preisvergleiche ein. Hier wird auf Standardtexte verwiesen. ICP geht zudem von der Erfahrung und Expertise der nationalen Statistikämter aus (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 45 ff.).

Als Erhebungsgrundlage werden im ICP neben Katalogen, das Internet, Telefon/Fax auch Preisstatistiken staatlicher Behörden und Sekundärstatistiken herangezogen (vgl. ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 52 ff.). Bezüglich der Häufigkeit der Preiserhebungen wird darauf verwiesen, dass es prinzipiell genügt, die Daten quartalsweise zu erheben, wenn die Inflationsrate nicht zweifelhaft ist. Die Quartalsdaten können dann mittels der relevanten Sub-Indizes des CPI vorwärts und rückwärts interpoliert werden. In Ländern der EU-OECD genügt die Erhebung einmal jährlich aufgrund der sehr geringen Inflationsraten. Problematischer ist die Herangehensweise in Ländern mit Hyperinflation. Hier wird die Erhebung im monatlichen Zyklus notwendig (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 79 ff.).

6.2 Berichtsgemeinden und Preisrepräsentanten

Die Hauptimplikation des ICP ist die maximale Ausnutzung der verfügbaren Ressourcen, die die jeweiligen Länder für die Bestimmung der Verbraucherpreisindizes (CPIs) bereits nutzen. Daher sind die nationalen Statistikämter angehalten, für die Durchführung der ICP-Erhebung dieselben Städte und Stadtteile, Preisermittler und Infrastruktur sowie Verkaufsstellen zu nutzen und soweit wie möglich, überlappende Daten aus dem VPI zu verwenden (vgl. ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 47.).

15 Diese Liste ist nicht identisch mit der Liste der Güter für eine jeweilige Region.

Zur Bestimmung des nationalen Warenkorbs für das ICP sind zunächst die Produktlisten der ICP und des Verbraucherpreisindex parallel auf Übereinstimmungen zu untersuchen. Letztere sollen markiert werden, um Duplizierungen zu vermeiden. Ferner sollen Produkte in der ICP-Liste kenntlich gemacht werden, die den gefragten Artikeln in der CPI-Liste sehr ähnlich sind, um dann zu entscheiden, ob das eine oder andere Produkt für beide Untersuchungen verwendet und eventuell die nationale CPI-Liste abgewandelt werden kann (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 43 ff.). Diese Prozedur sollte möglichst drei Monate vor Erhebung des ICP durchgeführt werden. Da die Produktliste der ICP nicht identisch mit der CPI-Liste ist, werden zusätzliche Erhebungen notwendig. Dazu müssen anhand der Produktspezifikationen der ICP die BHs und/oder die Regionen und Ballungsgebiete identifiziert werden, die nicht vom CPI abgedeckt werden können.

Jede Erhebungsliste enthält ein Feld für ein Foto, das als Hilfestellung für eine korrekte Spezifikation und Identifikation dient. Erhoben werden sollen nur sogenannte Transaktionspreise. Werbepreise, Sonderangebote und Verhandlungspreise zählen nicht zu den Transaktionspreisen. Allerdings variieren in informellen Märkten häufig die Preise in Abhängigkeit vom Verhandlungsgeschick des Käufers. Dies gilt in Entwicklungsländern für Gebrauchsgüter gleichermaßen wie in Industrieländern bspw. für Automobile. Es wird empfohlen, dass die Preiserhebenden die Käufer nach ihrem Kauf befragen sollen, wie viel sie tatsächlich für das betreffende Produkt bezahlt haben, um somit den realen Transaktionspreis zu ermitteln. Diese Herangehensweise kann i. d. R. zu Verzerrungen führen und gewährleistet auch nicht, dass der Preis ermittelt werden kann, da der eigentliche Käufer vom Erhebenden nach Kauf interviewt werden muss.

Das Prinzip, nachdem in einzelnen Verkaufsketten der Preis zentral festgelegt wird und es somit genügt, das zentrale Büro zu kontaktieren (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 6, Annex Tz. 54), widerspricht der Herangehensweise von Preisvergleichen in anderen Ländern, in denen extra darauf hingewiesen wird, dass Preise in Ketten individuell von Verkaufsstelle zu Verkaufsstelle variieren können. Verderbliche Waren sollten stets zum Preis dokumentiert werden, der durchschnittlich für die erfragte Qualität gilt. Preise, die erhoben werden aufgrund von Ausverkäufen, werden nicht akzeptiert (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 4).

6.3 Die Indexformel

Für jeden Artikel der ICP-Liste wird das arithmetische Mittel entsprechend der folgenden Gleichung gebildet (ICP Handbook 2003–2006: Chapter 4, TZ. 25 ff.):

$$\pi \equiv \frac{\sum_i p_i n_i}{\sum_i n_i},$$

wobei $\sum_i n_i$ die Anzahl der verkauften Artikel und p_i den Preis des Artikels i abbildet. Damit bildet π den gewichteten Durchschnitt aller ermittelten Preise für das Gut i .

Da die Kaufkraftparitäten verwendet werden, um einen quantitativen Vergleich zu ermöglichen, ist es notwendig, den gesamten Durchschnittswert durch die Zahl aller verkauften Güter zu dividieren, so dass sich folgende Indexformel ergibt:

$$\text{Hierbei ist } w_{ij} \text{ definiert als: } w_{ij} = \frac{q_{ij}}{\sum_j q_{ij}}.$$

Eine Grundbedingung für diese Herangehensweise ist die Homogenität der Güter. Inhomogene Güter sind vom ökonomischen Standpunkt nicht additiv, so dass kein Durchschnitt gebildet werden kann. Abweichungen in der Qualität werden mittels der hedonischen Methode bereinigt. Dabei wird die Preissteigerung geschätzt, die sich infolge einer Qualitätsverbesserung ergibt. Auch im ICP-Kontext müssen für die interregionalen Preisvergleiche die Produkte identisch sein.

7 Fazit

Der in Deutschland 1993 durchgeführte zwischenörtliche Preisvergleich war deutlich von der Problematik der Strukturunterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern geprägt. Dies spiegelt sich einerseits in der Vorbereitungsphase der Erhebung sowie der Gewichtung der Berichtsgemeinden andererseits dem gütersystematischen Wägungsschema wider. Grundsätzlich wird deutlich, dass das vorliegende Datenmaterial keine Informationen über regionalisierte Verbrauchsgewohnheiten zur Verfügung stellen kann. Infolgedessen mussten methodische Anpassungen vorgenommen werden, sowohl bei der Gewichtung der Gemeindegrößenklassen als auch bei der Indexformelberechnung.

In Großbritannien hingegen liegen Informationen zu den regionalen Verbrauchsgewohnheiten vor. Dies wird im Ansatz der drei verschiedenen Methoden zur Berechnung der Indexformel auf der Ebene der Aggregation von Preisrelationen deutlich. Die angewandte Mischkalkulation aus nationalen und regionalen Gewichten stellt zudem eine Möglichkeit dar, auch nicht identische Warenkörbe miteinander vergleichbar zu machen. Allerdings verfügt keines der hier vorgestellten Länder über Datenmaterial über regionale Verbrauchsstrukturen, so dass eine Übereinstimmung der Warenkörbe unabdingbar ist.

Das Interesse an der Bestimmung regionaler Preisunterschiede ist in allen dargestellten Ländern groß. Im Gegensatz zu Deutschland werden die Preisermittlungen jedoch in kürzeren zeitlichen Abständen durchgeführt oder sogar regelmäßig durchgeführt. Ferner werden in allen betrachteten Ländern bereits die Kosten für Wohnraum (Miete oder Zinszahlungen für Eigenheime) in den Cost-of-Living-Index mit einbezogen. Diese methodische Lücke muss auch zukünftig in Deutschland geschlossen werden. Die Einbeziehung von Informationen aus dem Mietspiegel zum gegenwärtigen Zeitpunkt kann jedoch aufgrund der Tatsache, dass einige Segmente des Wohnungsmarktes nicht abgebildet werden oder für zahlreiche Gemeinden kein Mietspiegel vorliegt, nicht ohne eine methodische Vereinheitlichung umgesetzt werden (von der Lippe/Breuer 2007: 11).

Darüber hinaus wurde deutlich, dass auch privatwirtschaftliche Lösungen wie der ACCRA-Index in den USA eine Möglichkeit darstellen, dem Informationsbedürfnis nach regionalen Preisvergleichen nachzukommen. Allerdings hat der ACCRA-Index einen entscheidenden Nachteil. Durch die fehlende Stetigkeit der teilnehmenden Personen unterscheiden sich die erhobenen Regionen von Quartal zu Quartal. Um dennoch die Daten des ACCRA-Index für wissenschaftliche Untersuchungen verwenden zu können, haben daher Curran et al. (2005) ein Regressionsmodell entworfen und getestet, das ermöglicht, nicht erfasste Regionen dennoch abbilden zu können. Wie hoch der personelle Bedarf bei der ACCRA ist, um die quartalsmäßigen Auswertungen der Preiserhebungen durchzuführen, wird nicht angegeben. Der Aufwand erscheint aber aufgrund der Fehleranfälligkeit der ungeschulten Preisermittler nicht unbedeutend zu sein.

Auch in Australien werden seit einigen Jahren in regelmäßigen Abständen Preisvergleiche durchgeführt. Diese beschränken sich jedoch ausschließlich auf die Region West-Australien. Ein regionaler Vergleich für das gesamte Land wird nicht dokumentiert.

Im Weltbankkonzept der ICP wird auf eine Parallelerhebung der Daten für regionale Preisvergleiche im Zuge der Verbraucherpreisindexerhebungen verwiesen, so dass sich der Mehraufwand zur Bestimmung regionaler Preisunterschiede in Grenzen hält. Ungeklärt ist jedoch noch immer die Frage, inwiefern Zusatzerhebungen notwendig sind und ob das vorhandene Datenmaterial der Verbraucherpreisstatistiken nicht methodisch angepasst werden könnte.

Homogene Güter können direkt aus den Daten der zeitlichen Preisvergleiche übernommen werden. Ein Beispiel für die Verwendung dieses Ansatzes stellt Großbritannien dar. Hier wurden die RPI-Daten derart definiert, dass sie direkt für den zwischenörtlichen Vergleich herangezogen werden können. Mit der Einführung einer expliziten Geschäftstypengewichtung und güterspezifischen Berichtsstellenauswahl im System der monatlichen Verbraucherpreisstatistik wurde jedoch seit

Beginn 2008 eine wesentliche Grundlage geschaffen, regionale Preisvergleiche zum großen Teil auf Basis der VPI-Daten durchzuführen (Statistisches Bundesamt 2008: 3). Darüber hinaus verweist das Statistische Bundesamt (2006) selbst auf die Möglichkeit, langlebige Güter im zeitlichen Preisvergleich so anzupassen, dass sich diese Gütergruppe auch für regionale Preisvergleiche nutzen ließe. Genannt wird die Methode der Qualitätsbereinigung (hedonische Methode), bei der für die Güter Geldwertunterschiede für unterschiedliche Produktvarianten berechnet werden (Statistisches Bundesamt 2006: 67 f.). Für zwischenörtliche Preisvergleiche bedeutet dies, dass Qualitätsunterschiede zwischen den Produkten verschiedener Regionen somit ausgleichbar gemacht werden können.

Deutlich schwieriger ist hingegen der Umgang mit heterogenen Produkten, deren Qualitätsmerkmale nicht eindeutig definierbar sind (bspw. Bekleidung). Für diese Produkte ist eine Zusatzerhebung unabdingbar (Statistisches Bundesamt 2006: 68). Diese Herangehensweise lässt sich ebenfalls in Australien und Großbritannien wiederfinden. Eine Zusatzerhebung könnte nach Meinung des Statistischen Bundesamtes (2006) in einem zeitlichen Intervall von zehn Jahren stattfinden und zwischenzeitlich mit den Inflationsraten fortgeschrieben werden. Dadurch ließe sich der Kostenaufwand für die Bestimmung regionaler Preisunterschiede begrenzen.

8 Literatur

- ACCRA (2008): ACCRA Cost of Living Index. Manual. Published by the Council for Community and Economic Research (C2ER).
- Angermann, O. (1989): Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in Bonn, Karlsruhe, München und Berlin (West). In: WiSta 4/1989, S. 258 ff.
- Angermann, O., Stahmer, C. (1984): Berechnung von Kaufkraftparitäten im Rahmen der internationalen Organisationen. In: WiSta 5/1984, S. 385 ff.
- Ball, A., Fenwick, D. (2004): Relative Regional Consumer Price Levels in 2003. In: Economic Trends 603, February 2004. Office for National Statistics, UK.
- Ball, A., Fenwick, D. (2005): Relative Regional Consumer Price Levels in 2004. In: Economic Trends 615, February 2005. Office for National Statistics, UK.
- Baran, D., O'Donoghue, J. (2002): Price Levels in 2000 for London and the Regions Compared with the National Average. In: Economic Trends 578, January 2002. Office for National Statistics, UK.
- Curran, L. et al. (2005): Economic Well-Being and Where we Live: Accounting for Geographic Cost-of-Living Differences. GWIPP Working Paper Series No. 9, January 2005.
- C2ER (2008): ACCRA Cost of Living Index: Comparative Data for 318 Urban Areas. Sample Data. <http://www.coli.org/>.

- Department of Local Government and Regional Development (2007a): Regional Price Index November 2007. <http://www.dlgrd.wa.gov.au/Publications/StatInfo/RegionPriceIndex.asp>.
- Department of Local Government and Regional Development (2007b): RPI Basket of Goods and Services. <http://www.dlgrd.wa.gov.au/Publications/StatInfo/RegionPriceIndex.asp>.
- Department of Local Government and Regional Development (2007c): RPI Commodity Weights. <http://www.dlgrd.wa.gov.au/Publications/StatInfo/RegionPriceIndex.asp>.
- Department of Local Government and Regional Development (2007d): RPI Methodology. <http://www.dlgrd.wa.gov.au/Publications/StatInfo/RegionPriceIndex.asp>.
- Drechsler, L. (1973): Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons. In: Review of Income and Wealth, Series 19 (1), 17–34.
- Fenwick, D., O'Donoghue, J. (2003): Developing Estimates of Relative Regional Consumer Price Levels. In: Economic Trends 599, October 2003. Office for National Statistics, UK.
- Rostin, W. (1979): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten. In: WiSta 6/1979, S. 403 ff.
- Schultze, C., Mackie, C. (Hrsg.) (2002): At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost of Living and Price Indexes. National Academy Press. Washington.
- Statistisches Bundesamt (2008): Methoden – Verfahren – Entwicklungen. Nachrichten aus dem Statistischen Bundesamt. Ausgabe 1/2008, http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Wissenschaftsforum/MethodenVerfahren/Infos/Ausgabe01__2008,property=file.pdf.
- Statistisches Bundesamt (2006): Im Blickpunkt: Preise in Deutschland 2006.
- Statistisches Bundesamt (2004): Themenkasten der Preisstatistik Nr. 115. Auszug aus WiSta, 9/2004, S. 1050.
- Ströhl, G. (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. In: WiSta 6/1994, S. 415 ff.
- The International Comparison Program (2007): Manual for Price Collectors. ICP 2003–2006. http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/ICP_Price_collectors_manual_4Nov.
- The International Comparison Program (2007): ICP Handbook 2003–2006. <http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/ICPEXT/0,,contentMDK:20126612~pagePK:60002244~piPK:62002388~theSitePK:270065,00.html> DOC.
- The International Comparison Program (2005): ICP Operational Manual. <http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/ICPOperationalManual2005.pdf>.
- von der Lippe, P. und Breuer, C. (2007): Kaufkraftvergleiche zwischen Städten und Ausgleich regionaler Kaufkraftunterschiede. <http://von-der-lippe.org/dokumente/Kaufkraft-Buba.pdf>.
- Wingfield, D., Fenwick, D., Smith, K. (2005): Relative regional consumer price levels in 2004. In: Economic Trends 615, February 2005. Office for National Statistics, UK.

9 Anhang

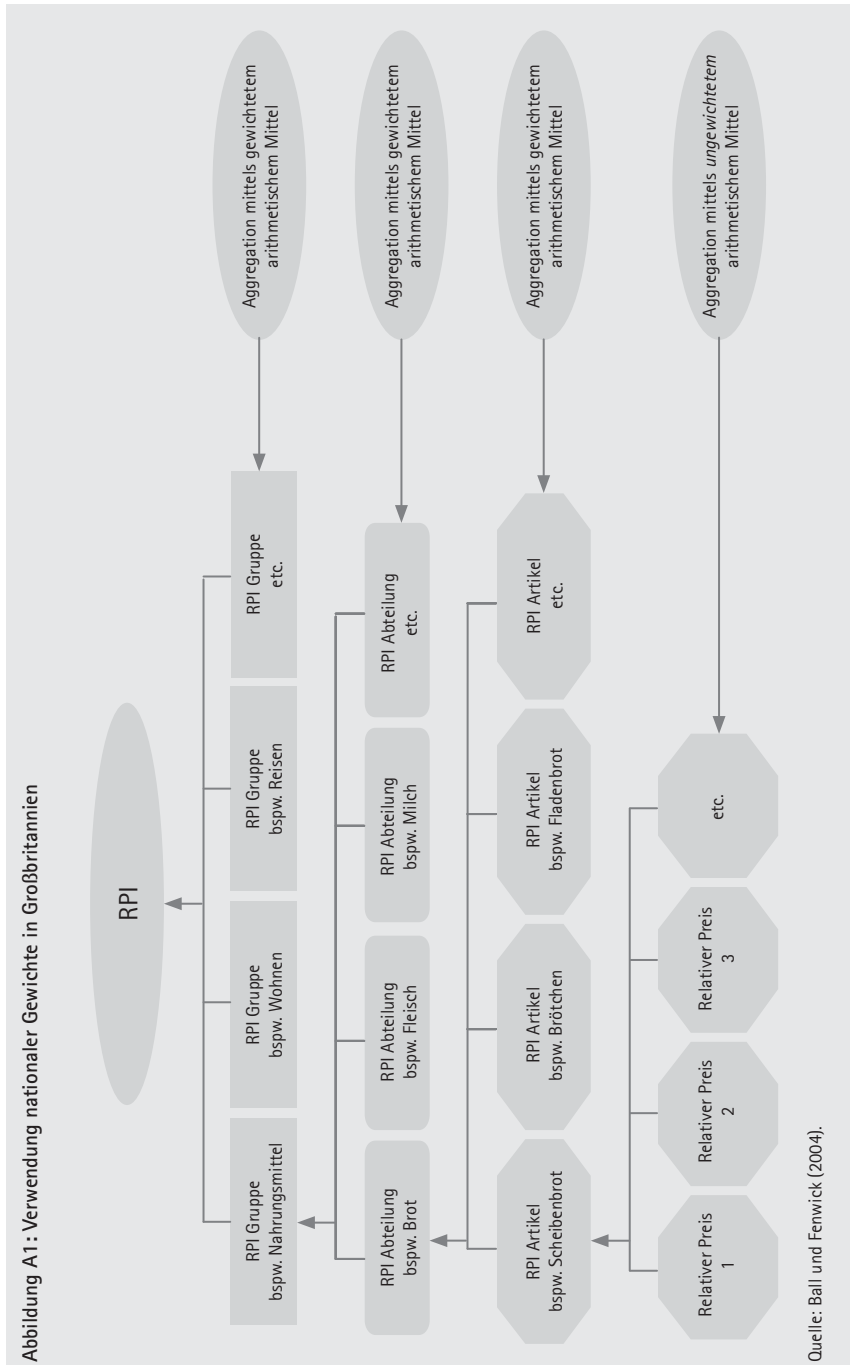


Tabelle A1: Überblick: Regionale Preisvergleiche in Deutschland, Australien, Großbritannien, USA[#]

Land	Deutschland			Australien	Großbritannien	USA
Erhebungszeitpunkte	1978	1987	1993	1998, 1999, 2000, 2007	1995, 2000, 2004	seit 1968 dreimal jährlich
Erhebungsregion	31 Städte	Bonn, Berlin-West, Karlsruhe, München	50 Städte	21 Städte im Bundesstaat West-Australia	65 Städte	300–400 Städte
Basis des gütersystematischen Wägungsschema	Durchschnittliche nationale Verbrauchsstruktur			Ausgabenstruktur des CPI	Nationale Gewichte: $P_R \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{regional}} q_i^{\text{national}}}{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{national}} q_i^{\text{national}}}$ Regionale Gewichte: $P_R \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{regional}} q_i^{\text{regional}}}{\sum_{i=1}^n p_i^{\text{national}} q_i^{\text{regional}}}$	Durchschnittliche nationale Ausgabenstruktur auf Basis des „Consumer Expenditure Survey“ vom U. S. Bureau of Labor Statistics
Informationen zu örtlichen Verbrauchsgewohnheiten	nein			nein	ja	nein
Verwendung der VPI-Daten	nein			nein	ja, soweit wie möglich	nein
Erhobene Einzelpreise	70.000			k. A.	80.000	100.000
Anzahl der Preisrepräsentanten	max. 400			250	360	59
Einbeziehung des Wohnungsmarktes	nein			ja	ja	ja
Index	Abgewandelter Laspeyres-Index: $I_X = \frac{\sum_{i=1}^{932} p_{iX} p_{iB} q_{iZ}}{\sum_{i=1}^{932} p_{iB} q_{iZ}}$			Zweistufiges Konzept: 1. <i>Städteindex</i> : Mittelwerte des Preises je Artikel zu Warengruppenpreis sowie der Gewichtung der Warengruppen mittels des anteiligen Haushaltseinkommens 2. <i>Regionaler Index</i> : Gewichtung der Städte im Verhältnis der Einwohnerzahl	Nationale Gewichte: $\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{\text{regional}}}{p_i^{\text{national}}} \right) \times w_i$ Regionale Gewichte: $\frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{\text{national}}}{p_i^{\text{regional}}} \right) \times w_i}$ <i>Geometrisches Mittel aus nationalen & regionalen Gewichten</i>	k. A.

[#] Auf die Darstellung des ICP wurde im Länderüberblick verzichtet, da es ein internationales Konzept zur Ermittlung der Kaufkraftparitäten darstellt.

Regionale Preisindizes in der Schweiz – welche Verfahren lassen sich auf Deutschland übertragen?

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Thomas Oesch und Markus Schärer
Büro für arbeits- und sozialpolitische Studien BASS AG

Inhaltsverzeichnis

1	Zusammenfassung	307
2	Ausgangslage, Fragestellung und Vorgehen.....	310
3	Methodik von regionalen Verbraucherpreisindizes in der Schweiz...	311
3.1	Landesindex der Konsumentenpreise (LIK)	312
3.1.1	Warenkorb und Gewichtung.....	312
3.1.2	Regionale Aufbereitung des IK.....	314
3.1.3	Mietpreisindex	317
3.2	Regionale Konsumentenpreisindizes in der Schweiz	321
3.2.1	Basler Index der Konsumentenpreise (BIK).....	321
3.2.2	Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise (ZIK)	321
3.2.3	Genfer Index der Konsumentenpreise (GIK).....	322
3.2.4	Die regionalen Konsumentenpreisindizes im Vergleich.....	324
4	Interregionale Preis- und Qualitätsunterschiede in der Schweiz	326
4.1	Theoretische Überlegungen zu interregionalen Preisunterschieden.....	327
4.2	Daten zu interregionalen Preisunterschieden in der Schweiz.....	330
4.3	Mietwohnungspreise in der Schweiz.....	331
4.4	Regionale Preise für Transportdienstleistungen in der Schweiz.....	335
4.5	Interregionale Preisunterschiede in der Schweiz – Fazit.....	336
5	Hedonische Qualitätsbereinigung bei Immobilien.....	338
5.1	Hedonische Preisbestimmung von Wohnungsmieten in der Schweiz...	339
5.1.1	Studie der Credit Suisse	339
5.1.2	Standort-Nutzer-Landwert-Modell von Geiger.....	341
5.2	Relevante Qualitätsmerkmale für einen regionalen Preisvergleich	344
6	Schlussfolgerungen für einen interregionalen Preisniveauvergleich in Deutschland	346
7	Literatur.....	349
8	Anhang	350

1 Zusammenfassung

Ausgangslage und Fragestellung

Es ist unbestritten, dass zwischen einzelnen Regionen und Landesteilen Unterschiede in den Preisen für Konsumgüter und Dienstleistungen bestehen. Eine umfassende Berechnung von **regionalen Preisniveaus** wurde bisher weder in der Bundesrepublik Deutschland, noch in der Schweiz vorgenommen. Dies obgleich aus der Berechnung des Verbraucherpreisindex (in der Schweiz dem Landesindex der Konsumentenpreise, LIK) detaillierte Informationen über die Entwicklung der wichtigsten Preise und über die Preisentwicklung eines bestimmten Güterbündels (Warenkorb) vorliegen.

Vor einer Berechnung von regionalen Preisniveaus sind aber wichtige methodische Fragen zu klären. Die vorliegende Studie stellt einerseits die **Erhebungsmethodik** bei der Berechnung des schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) dar und geht – wiederum aus der Sicht von Forschungsprojekten mit Daten aus der Schweiz – auf die Kernfrage der **Vergleichbarkeit von Gütern** zwischen Regionen und Landesteilen ein.

Der Landesindex der Konsumentenpreise

Monatlich berechnet das Bundesamt für Statistik in der Schweiz die Preisentwicklung eines Bündels von Waren und Dienstleistungen. Die Gewichtung der einzelnen Güter und Dienstleistungen wird jährlich angepasst. Der Index als Ganzes wird periodisch (in Abständen von rund fünf Jahren) revidiert.

Die **Erhebung** der Preise erfolgt für Warengruppen mit Preisen, die auf nationaler Ebene identisch sind (z. B. Telekommunikation), für die großen Detailhandelsketten und für administrierte Preise (z. B. öffentlicher Verkehr) **zentral**. Für alle anderen Warengruppen (z. B. Frischprodukte, Erdölprodukte) finden die Preiserhebungen in **11 ausgewählten Regionen** statt.

Die Ausgaben für **Wohnungsmieten** stellen mit einem Gewicht von fast 20 Prozent die wichtigste Warengruppe im Landesindex dar. Weil in der Schweiz nur 35 Prozent der Wohnungen durch die Eigentümer selbst bewohnt werden, stützt sich der Landesindex der Konsumentenpreise ausschließlich auf die Preisentwicklung von Mietwohnungen. Die Mietpreise werden vierteljährlich mit einer landesweiten, ungewichteten Stichprobe von 5.000 Wohnungen erhoben. Die Stichprobe wird quartalsweise um ein Achtel teilerneuert, d. h. eine Wohnung wird durchschnittlich nach zwei Jahren in der Stichprobe ersetzt.

Regionale Konsumentenpreisindizes

Für den Kanton Basel-Stadt (Stadt Basel und zwei angrenzende Gemeinden), den Kanton Genf (Stadt Genf und engere Agglomeration) und die Städte im Kanton

Zürich (Stadt Zürich und 26 Gemeinden mit mehr als 10.000 Einwohnern) werden regionale Preisindizes berechnet und veröffentlicht. Dabei werden die Methodik des LIK und die Gewichtung des Warenkorbs weitgehend übernommen.

Im Städteindex von Zürich wird der Anteil der Wohnungsmiete erhöht (und entsprechend die Anteile der anderen Güter und Dienstleistungen prozentual leicht reduziert. Die Wohnungsmieten werden ausschließlich regional erhoben (z. T. mit einer vergrößerten regionalen Stichprobe). Regionalen Gegebenheiten trägt zudem die eigene Preiserhebung für den öffentlichen Verkehr und für die Energie im Kanton Genf Rechnung.

Die regionalen Preisindizes zeigen, dass mit kleinen Anpassungen und Datenergänzungen auf der Basis der schweizerischen Erhebung des LIK auch regionale Preisindizes berechnet werden können und die Preisentwicklung (und vermutlich auch das Preisniveau) regional deutliche Unterschiede aufweist.

Preisunterschiede bei Gütern und Dienstleistungen zwischen Regionen der Schweiz

Unterschiedliche Preise für identische Güter können in einer Volkswirtschaft mittel- und langfristig auftreten, wenn die Güter nicht (oder nur mit hohen Kosten) transportierbar sind. Eine theoretische Analyse zeigt, dass in der Schweiz für rund ein Viertel des Warenkorbs keine regionalen Preisunterschiede (z. B. für Nahrungsmittel) erwartet werden, für ein weiteres Viertel Preisunterschiede allenfalls möglich sind (z. B. für Freizeit und Kultur). Für die mit einem Anteil von rund 50 Prozent an den Konsumausgaben wichtigsten **Gütergruppen Wohnen und Energie, Gesundheitspflege, Verkehr, Restaurants und Hotels** sind Preisunterschiede auch bei gleicher Qualität theoretisch möglich und für die Schweiz teilweise empirisch nachgewiesen.

So zeigt die Mietpreis-Strukturhebung aus dem Jahr 2003 zwischen den Kantonen große regionale Mietpreisunterschiede für Wohnungen. Andere Untersuchungen zeigen Preisunterschiede für Transportdienstleistungen, für Treibstoffe, Essen und Getränke in Gaststätten. Es ist zu erwarten, dass auch für andere persönliche Dienstleistungen regionale Preisunterschiede bestehen.

Sind die Güter identisch?

Ein regionaler Preisniveauvergleich ist nur sinnvoll, wenn Preise identischer Güter verglichen werden. Für Nahrungsmittel, Getränke und Tabak, Energie und viele Dienstleistungen ist ein Vergleich identischer Güter zwischen den Regionen **theoretisch einfach möglich**.¹

¹ Anzumerken bleibt, dass bei der heutigen Preiserfassung in den 11 Erhebungsregionen nicht für alle Güter identische Produkte erfasst werden (z. B. unterschiedliche Weinsorten in den einzelnen Regionen der Schweiz).

Für einige Dienstleistungen wie beispielsweise **öffentliche Transportdienstleistungen** auf Schiene und Straße und **Freizeit und Kultur** müssten regionale **Unterschiede des Angebots** bei einem Preisvergleich **berücksichtigt** werden. Je größer das Angebot (Anzahl Verbindungen, Dichte des Fahrplans) im öffentlichen Verkehr ist, je höher ist auch der Nutzen für den Nachfrager und seine Bereitschaft, für das verbesserte Angebot einen höheren Preis zu bezahlen.

Qualitätsbereinigung bei Immobilien

Die Ausgaben für das Wohnen stellen in der Schweiz den größten Anteil am Warenkorb dar und zwischen den Regionen sind Mietpreisunterschiede empirisch nachgewiesen. Für einen regionalen Preisniveauvergleich ist der Einbezug der Wohnungsmieten deshalb unerlässlich, aber nur sinnvoll, wenn eine **Qualitätsbereinigung** der einzelnen Wohnobjekte vorgenommen wird.

Zwei Studien zur **hedonischen Preismessung** von Wohnungen liefern, basierend auf der Mietpreis-Strukturerhebung 2003 in der Schweiz, interessante Ergebnisse und eine Grundlage für eine Qualitätsbereinigung von Wohnungen.

Mit einer **hedonischen Preisbestimmung** können jene mietpreisrelevanten Wohnungsmerkmale in Bezug auf die Qualität kontrolliert werden, die in einen Preisniveauvergleich nicht einfließen sollen. Dies sind die **Eigenschaften der Wohnung**, die **Mikrolage** (Aussicht, Lärmbelastung etc.) und die **Verkehrsanbindung** (Anzahl Arbeitsplätze in der Umgebung, Distanz zur nächsten Schule). Die bezahlten Mietpreise werden dadurch standardisiert und so vergleichbar. Mietpreisunterschiede zwischen Regionen sind dann auf regionale Unterschiede in Bezug auf das Wohnungsangebot sowie die Wohnungsnachfrage oder die Haushaltseinkommen oder die Steuerbelastungen zurückzuführen.

Für einen Preisniveauvergleich von Wohnungen müssen neben den zur Berechnung des Landesindex der Konsumentenpreise ohnehin erhobenen Daten **zusätzliche Variablen** erhoben werden bzw. aus anderen Datenquellen zur Verfügung stehen. Aufgrund der großen Heterogenität der Mietobjekte müsste zudem für einen regionalen Preisniveauvergleich die Datengrundlage gegenüber der heutigen Mietpreiserhebung deutlich erhöht werden.

Schlussfolgerungen

Die Datengrundlage für interregionale Preisniveauvergleiche in der Schweiz ist grundsätzlich vorhanden. Methodik und Datenbasis sind in Deutschland und der Schweiz vergleichbar. Die folgenden Ausführungen lassen sich aus unserer Sicht **durchaus auf Deutschland übertragen**.

Drei Fragen müssen vorgängig **geklärt werden**:

Die **Größe und die Abgrenzung der Regionen**. Die heutigen Erhebungsregionen sind für einen interregionalen Preisniveauvergleich nicht geeignet und die Zahl der Preiserhebungen müsste je nach Anzahl der Regionen erhöht werden.

Die **Auswahl der Güter muss präzisiert** werden, denn für einen Preisniveauvergleich ist eine einheitliche Definition und genaue Qualitätskontrolle unerlässlich.

Obwohl die Ausgabenstrukturen der Haushalte regional unterschiedlich sind, scheint es aufgrund der in der Schweiz verfügbaren Daten zweckmäßig, für den Preisniveauvergleich mit einem **einheitlichen Warenkorb und einer einheitlichen Gewichtung** zu arbeiten.

In zwei Bereichen stellen sich wichtige Fragen zur **Qualitätsbereinigung und Datenbasis**:

Für einige **Dienstleistungen** (z. B. öffentliche Transportdienstleistungen, Freizeit und Kultur) müssten regionale **Unterschiede des Angebots** bei einem Preisvergleich mit **berücksichtigt** werden.

Die **Kosten des Wohnens** müssen in einen interregionalen Preisniveauvergleich einfließen. Dabei dürfen aber nicht nur wie heute in der Schweiz die Mietpreise, sondern müssten auch die Kosten für selbstbewohntes Wohneigentum erfasst werden. Die Wohnkosten müssen zwingend **qualitätsbereinigt** werden. Für einen regionalen Mietpreisvergleich müsste die Datengrundlage verbreitert werden.

Ein **Preisniveauvergleich** zwischen Regionen ist machbar, aber in der Schweiz aus heutiger politischer Sicht in den nächsten Jahren kaum realistisch.

2 Ausgangslage, Fragestellung und Vorgehen

Ausgangslage

Die amtliche Statistik erfasst monatlich zehntausende von Preisangaben aus dem ganzen Land, um daraus die Entwicklung der **Verbraucherpreise** (in der Schweiz Landesindex der **Konsumentenpreise**) zu berechnen. Weder in Deutschland noch in der Schweiz werden diese umfassenden Informationen benutzt, um **regionale Preisniveauunterschiede** zu berechnen oder zumindest zu schätzen. Der Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD) hat mit dem Ziel, diesen „weißen Fleck“ in der Preisstatistik genauer zu betrachten, im Frühjahr 2008 wissenschaftliche Expertisen zur Schließung dieser Wissenslücke ausgeschrieben.

Fragestellungen

Aus den zahlreichen Fragen, die im Zusammenhang mit regionalen Preisniveauvergleichen gestellt werden müssen, versucht die vorliegende Studie, zwei **Hauptfragen** am Beispiel der Schweiz zu beantworten:

- Wie ist die Datenlage der amtlichen Preisstatistik im Hinblick auf regionale Auswertungen?
- Wie kann sichergestellt werden, dass zwischen den einzelnen Regionen die Preise von identischen Gütern miteinander verglichen werden?

Vorgehen

Die vorliegende Studie stellt einerseits die **Erhebungsmethodik** bei der Berechnung des schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) dar und geht – wiederum aus der Sicht von Forschungsprojekten mit Daten aus der Schweiz – auf die Kernfrage der **Vergleichbarkeit von Gütern** zwischen Regionen und Landesteilen ein. In einem letzten Kapitel wird diskutiert, wie weit die Erfahrungen und Erkenntnisse aus der Schweiz auf Deutschland angewendet werden können.

Die Studie untersucht in vier Kapiteln die folgenden Fragen:

- **Regionale Aufbereitung der Preisindizes:** Wie werden die verschiedenen Regionen im Konsumentenpreisindex berücksichtigt? Welche Datengrundlagen werden bei der Berechnung des nationalen und der regionalen Preisindizes verwendet?
- **Interregionale Preis- und Qualitätsunterschiede:** Bei welchen Produkten müssen Unterschiede theoretisch vermutet werden? Wo sind in der Schweiz Preisniveauunterschiede bekannt? Wie groß könnte ihre Bedeutung innerhalb eines interregionalen Preisniveauvergleichs sein?
- **Mietpreise und Qualitätsunterschiede von Liegenschaften zwischen Regionen:** Wie erfolgt die Qualitätsbereinigung der erhobenen Mietpreise in der Schweiz? Welche Modelle existieren, um die Preise von Wohnungen an unterschiedlichen Standorten miteinander zu vergleichen? Was sind die Konsequenzen für einen interregionalen Mietpreisvergleich?
- **Schlussfolgerungen und Übertragbarkeit auf Deutschland:** Welche Schlüsse lassen sich ziehen? Welche Verfahren lassen sich auf Deutschland übertragen?

3 Methodik von regionalen Verbraucherpreisindizes in der Schweiz

Neben dem nationalen Verbraucherpreisindex der Schweiz, dem Landesindex der Konsumentenpreise (LIK), werden in der Schweiz monatlich **drei regionale Verbraucherpreisindizes** für die Kantone Genf (440.000 Einwohner), Basel-Stadt (185.000 Einwohner) und die Agglomeration Zürich (840.000 Einwohner) erhoben und publiziert. Die Methodik der Datenerhebung und Berechnung des Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise ist in mehreren Publikationen des Bundesamtes für Statistik (BFS) ausführlich beschrieben. Wir beschränken uns im Folgenden

auf drei Fragestellungen, die im Hinblick auf regionale Auswertungen zentral sind: Es sind dies die **Gewichtung des Warenkorb**, die **regionale Aufbereitung des LIK** und die **Konstruktion des Mietpreisindex** als wichtigste Ausgabenposition im Warenkorb und deshalb einem zentralen Bestandteil des Konsumentenpreisindex. Auf eine umfassende Darstellung der Berechnungsmethodik wird hingegen verzichtet.

3.1 Landesindex der Konsumentenpreise (LIK)

Der Landesindex der Konsumentenpreise misst die Preisentwicklung der Konsumausgaben der ständig in der Schweiz wohnhaften privaten Haushalte. Er zeigt an, wie viel teurer oder billiger die Güter oder Dienstleistungen des privaten Verbrauchs im Zeitablauf geworden sind.

3.1.1 Warenkorb und Gewichtung

Der Warenkorb enthält die **Waren und Dienstleistungen der Konsumausgaben der privaten Haushalte**. Transferausgaben wie direkte Steuern, Beiträge an Sozialversicherungen sowie Ausgaben mit Spar- oder Investitionscharakter werden nicht in die Berechnung des LIK einbezogen. Weiter beschränkt sich der LIK auf die monetären Transaktionen und schließt damit den Eigenverbrauch, den Tauschhandel und die Sachleistungen aus. Der Warenkorb soll das Gesamtbild der Konsumausgaben der privaten Haushalte widerspiegeln, wobei nicht alle auf dem Markt vorhandenen Waren und Dienstleistungen erfasst werden, da das Gesamtangebot viel zu groß ist. Grundsätzlich werden Güter, die einen Anteil von weniger als 0,1 Prozent an den Haushaltsausgaben ausmachen, nicht in die Berechnung einbezogen (z. B. Mieten für Geräte, Ausgaben für Fahrstunden). Grundlagen für die **Erstellung des Warenkorb**s sind einerseits die **Einkommens- und Verbrauchserhebung (EVE)**,² die sehr detaillierte Informationen über die Konsumausgaben der privaten Haushalte liefert. Andererseits kommen auch von den Verbänden, Großverteilern und Marktforschungsinstituten gelieferte Marktdaten zur Anwendung. Die **Struktur des Warenkorb**s entspricht der **internationalen Nomenklatur COICOP** (Classification of Individual Consumption by Purpose).

Grundlage für die **Warenkorbgewichtung** ist die **Einkommens- und Verbrauchserhebung**, die **jährlich vom Bundesamt für Statistik (BFS)** bei den ständig in der Schweiz wohnhaften privaten Haushalten durchgeführt wird (seit 2002). Die EVE wird auf der Basis von zwölf Zufallsstichproben aus dem elektronischen Telefonverzeichnis realisiert, die nach den sieben Großregionen der Schweiz geschichtet sind.

2 Ab 2008 Änderung des Namens: Die EVE wird als Haushaltsbudgeterhebung (HABE) bezeichnet.

Die so ausgewählten Haushalte werden während eines Monats über ihre täglichen, periodischen und nicht periodischen Konsumausgaben und ihre Einnahmen befragt. Sie führen jeden Tag verschiedene Haushaltshefte, in denen sie ihre Einnahmen und Ausgaben genau aufzeichnen. Diese Daten werden erfasst, plausibilisiert und analysiert und dienen als Grundlage für die Warenkorbgewichtung. In Tabelle 1 ist das Gewichtungsschema des Landesindex der Jahre 2007 und 2008 abgebildet.

Tabelle 1: Gewichtung des Warenkorbs des Landesindex der Konsumentenpreise, 2007/2008

Position	Hauptgruppe	2007	2008
1	Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	10,984	11,091
2	Alkoholische Getränke und Tabak	1,712	1,785
3	Bekleidung und Schuhe	4,618	4,434
4	Wohnen und Energie	25,448	25,212
5	Hausrat und laufende Haushaltsführung	4,649	4,762
6	Gesundheitspflege	15,903	14,467
7	Verkehr	10,796	11,285
8	Nachrichtenübermittlung	2,748	2,938
9	Freizeit und Kultur	9,016	10,607
10	Erziehung und Unterricht	0,561	0,674
11	Restaurants und Hotels	8,884	8,142
12	Sonstige Waren und Dienstleistungen	4,681	4,603
		100,000	100,000

Quelle: BFS (2008), eigene Darstellung.

Die EVE eignet sich aus verschiedenen Gründen am besten als Berechnungsgrundlage. Sie deckt den gesamten Umfang der Konsumausgaben der privaten Haushalte ab, liefert aktuelle Daten mit einer zeitlichen Verzögerung von nur zwei Jahren (Gewichtung 2008 basiert auf EVE-Daten aus dem Jahr 2006), verwendet die gleiche Nomenklatur wie der LIK und liefert Angaben zur Genauigkeit der Daten. Das einzige Problem besteht beim Erfassen der dauerhaften Konsumgüter. Für diese Gruppe von Waren wie Autos und Haushaltsgeräte führen die Beobachtungen der EVE bei den Haushalten zu einer geringen Anzahl von Einträgen mit hoher Varianz und starken jährlichen Schwankungen. Mit einer Verlängerung des Beobachtungszeitraums von einem Monat auf 12 Monate für diese dauerhaften Konsumgüter soll die Genauigkeit der erhobenen Daten in Zukunft verbessert werden (BFS 2007a: 8 f.).

Im folgenden Abschnitt wird die regionale Aufbereitung des Landesindex detailliert beschrieben, um Erkenntnisse für die Ausgestaltung eines regionalen Preisvergleichs zu gewinnen und allfällige Probleme zu identifizieren.

3.1.2 Regionale Aufbereitung des LIK

Die Preise werden auf drei Stufen erhoben: **Regionen, Verkaufsstellen und Produkte**. Auf jeder dieser Stufen wird eine Stichprobe bestimmt, die für die Gesamtbevölkerung repräsentativ ist. Wenn keine zuverlässige Erhebungsbasis für eine Zufallsstichprobe vorhanden ist, wird auf eine gezielt gewählte Stichprobe ausgewichen.

Abbildung 1 zeigt die sieben Großregionen der Schweiz und die 11 Erhebungsregionen. Die **Erhebungsregionen** werden nach folgenden Kriterien ausgewählt:

- Als Basis dienen die sieben Großregionen der Schweiz, innerhalb dieser Großregionen werden eine bis drei Regionen und nicht mehr als eine Region pro Kanton ausgewählt.³
- Nur die großen und mittleren urbanen Zentren und ihre Agglomeration werden berücksichtigt, da sich der Großteil der Konsumausgaben auf diese Zentren konzentriert.
- Es muss eine geeignete geografische Aufteilung beibehalten werden, in der alle Sprachregionen vertreten sind (BFS 2007a: 13).

Für die Preiserhebungen von 2006 bis 2010 wurden **11 Regionen ausgewählt**. Dies sind die – für schweizerische Verhältnisse – großen **Städte und Agglomerationen** Genf, Lausanne, Bern, Basel und Zürich und die Kantonshauptorte und **mittleren Zentren** Sitten, Neuenburg,⁴ Luzern, Lugano, St. Gallen und Chur. Diese 11 Regionen umfassen 8 der 10 größten respektive bevölkerungsreichsten Agglomerationen der Schweiz. Alle 11 Erhebungsregionen zusammen repräsentieren **rund 60 Prozent der ständigen Wohnbevölkerung** in der Eidgenossenschaft (Stand: 1. Januar 2007). Die Darstellung in **Abbildung 1** kann aber leicht täuschen. Die Hintergrundfarben zeigen die 7 Großregionen der Schweiz. Die Preise für den Konsumentenpreisindex werden aber nicht in der ganzen Schweiz, sondern ausschließlich in den großen und mittleren Städten und Agglomerationen erhoben. In den **ländlichen Gebieten** der Schweiz werden (einzige Ausnahme: Mietpreise für Wohnungen, Gesundheitsleistungen und Versicherungsprämien) **keine Preise für den Landesindex** erhoben. Für rund 40 Prozent der Wohnbevölkerung wird demzufolge unterstellt, dass

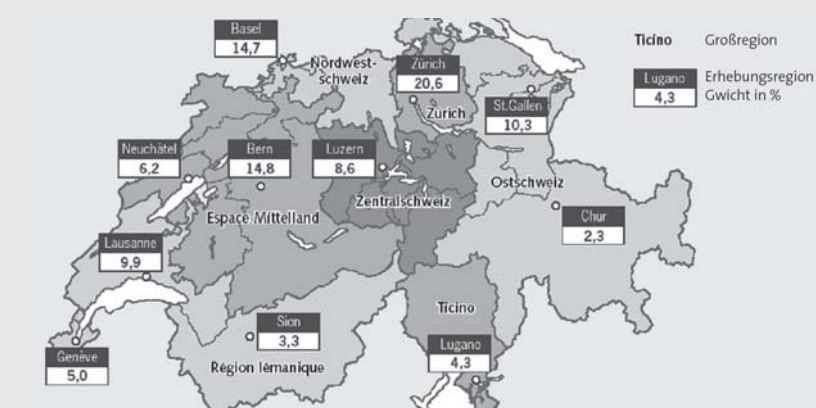
3 Die 26 Kantone der Schweiz werden zu 7 Großregionen zusammengefasst: Région lémanique, Espace Mittelland, Nordwestschweiz, Zentralschweiz, Tessin, Zürich und Ostschweiz. Diese Großregionen entsprechen der Gebietseinheit der NUTS 2-Ebene (NUTS = fr. Nomenclature des unités territoriales statistiques „Systematik der Gebietseinheiten für die Statistik“, d. h. mittleren Regionen/Landschaften). Die Entsprechung in Deutschland stellen die 39 Regierungsbezirke dar.

4 Dass beispielsweise die Erhebungsregion Neuenburg mit 78.782 Einwohnern der Agglomeration Aarau mit 83.107 Einwohnern innerhalb der Großregion „Espace Mittelland“ vorgezogen wurde, basiert auf dem Kriterium der Berücksichtigung aller Sprachregionen. Neuenburg wurde als Vertreter der französischsprachigen Schweiz berücksichtigt, weil mit Bern bereits eine deutschsprachige Erhebungsregion im Raum „Espace Mittelland“ vertreten ist.

die Entwicklung der Preise in ihren ländlichen Wohnregionen im Gleichschritt zur Preisentwicklung in den Städten und Agglomerationen verlaufe. Auch wenn diese Annahme für die Darstellung von Preisveränderungen zulässig und zweckmäßig erscheinen kann, müssten für einen Preisniveauvergleich unbedingt auch Preise in ländlichen Regionen erhoben werden.

Jede dieser Regionen wird aufgrund der Konsumausgaben der privaten Haushalte gewichtet. Das Gewicht der Regionen wird bei jeder Revision (d. h. rund alle fünf Jahre) aufgrund der Angaben zu den Konsumausgaben aus der Einkommens- und Verbrauchserhebung (EVE) aktualisiert. Um (möglicherweise zufällige) Schwankungen der Daten der EVE für kleinere Regionen (mit einer geringen Anzahl befragter Personen) zu vermeiden, wurden alle EVE-Daten 2000 bis 2004 in die Gewichtung einbezogen.

Abbildung 1: Die 11 Erhebungsregionen des LIK 2005 und ihre Gewichtung



Quelle: BFS (2007a).

In jeder Erhebungsregion werden Verkaufsstellen ausgewählt, welche die im LIK-Warenkorb enthaltenen Produkte im Angebot führen. Die Auswahl umfasst neben den wichtigsten landesweit vertretenen Verkaufsstellen (Großverteiler, rund 1.200 Verkaufsstellen) auch rund 1.000 regional bedeutende Verkaufsstellen, die von den regionalen Preiserhebern ausgewählt werden. Insgesamt beteiligen sich rund 2.200 Verkaufsstellen an der LIK-Preiserhebung. Die meisten dieser Verkaufsstellen werden einem Absatzkanal zugeordnet,⁵ die Preisangaben werden dann je Absatzkanal mit dem entsprechenden Marktanteil gewichtet.

⁵ Als Absatzkanäle unterscheidet man bspw. die Großverteiler Migros und Coop, Discounter, Fachhandel und Versandhäuser.

Für jede Verkaufsstelle werden gezielt die **Produkte** ausgewählt, deren Preisentwicklung in die Indexberechnung fließen soll. Die Wahl der Produkte erfolgt gemäß der Warenkorbstruktur und den darin vorgegebenen Erhebungspositionen. Sie werden von den Preiserheberinnen und -erhebern und vom Bundesamt für Statistik (BFS) bestimmt. Dabei muss es sich um gängige Konsumgüter handeln, welche über einen längeren Zeitraum verfügbar bleiben, damit die Entwicklung der Preise über mehrere Monate hinweg beobachtet werden kann. Jedes Jahr werden insgesamt rund 400.000 Preise erhoben.

Die **Preiserhebung** erfolgt einerseits regional und andererseits zentral.

- Die **regionale Preiserhebung** findet in den ausgewählten 11 Regionen statt. Sie deckt nur einen Teil des Warenkorbs ab, erfasst werden nur **Produkte mit regionaler Preisbildung** (z. B. Frischprodukte und Erdölprodukte). Sie wird von einem privaten Marktforschungsinstitut durchgeführt, das über ein Netzwerk von 33 regionalen Preiserheberinnen und -erhebern verfügt, die insgesamt knapp 1.000 Verkaufsstellen abdecken.
- Die **zentrale Preiserhebung** wird vom BFS direkt vorgenommen. Sie umfasst die Warengruppen mit ganz oder teilweise administrierten Preisen (wie Gesundheit, öffentlicher Verkehr) und mit Preisen, die auf nationaler Ebene identisch sind (Telekommunikation usw.), sowie die Preise in großen Detailhandelsketten, soweit die Preise landesweit gelten (BFS 2007a: 14).

Die Unterscheidung zwischen dem **Ort der Preiserhebung** (regional oder zentral) und der **Gültigkeit der Preise** (regional oder national) ist von Bedeutung, wenn beurteilt werden soll, ob allenfalls unterschiedliche Preise in den verschiedenen Regionen auszumachen sind. Alleine die Tatsache, dass die Preise von gewissen Gütern regional erhoben werden, bedeutet noch nicht, dass diese Preise sich interregional unterscheiden.

Als Beispiel für eine **regionale Preiserhebung mit nationaler Gültigkeit** kann die – vielleicht auch in Deutschland bekannte – „Bündner Nusstorte“ als Teil der Warengruppe *Brot, Konditorei- und Dauerbackwaren* angeführt werden. Die Preise von Bündner Nusstorten werden ausschließlich in der **Erhebungsregion Chur**, d. h. am Ort der Herstellung erhoben, deren Preisdaten besitzen aber **naionale Gültigkeit**.

Als wichtigste Beispiele für **regionale Preiserhebungen mit regionaler Erschöpfung** der Preise nennt das BFS die Preise der Hauptgruppen *Mieten und Hotels und Restaurants*.

Die **Anzahl Preisbeobachtungen**, welche pro Indexposition vorgenommen werden, variieren je nach Indexposition stark. Folgende Beispiele veranschaulichen diese Tatsache. Die Indexposition *Medikamente* mit einem Gewicht von 2,4 Prozent

am Warenkorb basiert auf ungefähr 15.000 Preisbeobachtungen von unterschiedlichen Medikamenten. Der Teilindex der Warengruppe *Erziehung und Unterricht* beruht auf rund 1.700 Preisen. Im Bereich der Hochschulen handelt es sich laut BFS dabei beinahe um eine Vollerhebung. Der Index für die Nahrungsmittel berechnet sich auf der Basis von rund 116.000 Preisbeobachtungen.

Bei jeder Revision des LIK (d. h. rund alle fünf Jahre) wird die Auswahl der Produkte neu festgelegt. Laut den Verantwortlichen des BFS gibt es kein methodisch klar abzugrenzendes Entscheidungskriterium, welche Güter und wie viele Preise pro Indexposition erhoben werden. Die Verantwortlichen der Preiserhebung im BFS entscheiden zusammen mit Begleitgruppen aus Verbandsvertretern und Marktspezialisten, welche Preise von welchen Gütern und wo erhoben werden (BFS 2007a: 14).

3.1.3 Mietpreisindex

Die Ausgaben für Mieten sind mit einem Gewicht von 18,9 Prozent die wichtigste Warengruppe des landesweiten Warenkorbs. Der Mietpreisindex als Spiegel der Preisentwicklung auf dem Mietwohnungsmarkt nimmt somit im Rahmen des Konsumentenpreisindex eine besondere Stellung ein. Weil in der Schweiz nur 35 Prozent der Wohnungen durch die Eigentümer selbst bewohnt werden, stützt sich der Landesindex der Konsumentenpreise ausschließlich auf die Preisentwicklung von Mietwohnungen. In der Folge wird die Erhebungsmethode und die Datengrundlage des Mietpreisindex detailliert beschrieben.

Erhebungs- und Berechnungsmethode

Die Berechnung des Mietpreisindex basiert auf einer **einfachen, landesweiten Zufallsstichprobe**. Rund 5.000 Wohnungen werden nach dem Zufallsprinzip aus einer Datenbank (elektronisches Telefonbuch) ausgewählt. Um die neuen Entwicklungen auf dem Wohnungsmarkt zu berücksichtigen, wird in jedem Quartal ein Achtel der Wohnungen ersetzt. Die Erhebung wird vierteljährlich anhand eines Fragebogens beim Vermieter durchgeführt. Neben der **Nettomiete** werden mietpreisrelevante Größen wie **Anzahl Zimmer, Wohnungsfläche, Alter der Wohnung** und **allfällige Renovationen** erfasst. Die Zufallsstichprobe wird ex post nach Größe und Alter geschichtet. In Tabelle 2 ist die Wohnungsmatrix abgebildet, welche vom BFS zur Berechnung der „qualitätsbereinigten“ Mietpreisindizes verwendet wird.

Tabelle 2: Wohnungsmatrix

Alter der Wohnung	Größe der Wohnung					
	1 Zimmer	2 Zimmer	3 Zimmer	4 Zimmer	5 Zimmer	6 Zimmer
0–5 Jahre						
6–10 Jahre						
11–20 Jahre						
über 20 Jahre						

Quelle: BFS (2007a).

Jede Mietpreisbeobachtung wird einer Zelle zugeordnet. Für jede Zelle wird mit der Methode des geometrischen Mittels ein durchschnittlicher Mietzins berechnet. Diese Durchschnittsmiete pro Zelle wird mit derjenigen des vorhergehenden Zeitraums verglichen, um so den Index zu berechnen. Jeder Index wird dann der jeweiligen Zelle entsprechend gewichtet. Die **Gewichtung pro Zelle** wurde aufgrund der **Mietpreis-Strukturerhebung 2003** berechnet und stützt sich auf die Ausgaben der Mieter.

Bis Ende 2005 wurden die Qualitätsanpassungen für Mietobjekte aufgrund all-fälliger Renovationen vorgenommen. Diese Vorgehensweise wurde anfangs 2006 aufgegeben, denn ein Bezug zwischen Renovationen und Mietpreis ist nicht unbedingt gegeben: Eine interne Studie des BFS zeigte, dass eine renovierte Wohnung billiger sein kann als eine Wohnung gleicher Größe, die nicht renoviert wurde. Renovationen sind also nicht a priori dazu da, den Zustand einer Wohnung zu verbessern, sondern viel eher, sie in einem Zustand zu erhalten, in dem sie weiterhin vermietet werden kann.

Die Erhebung der reinen Mietpreisveränderungen ist mit erheblichen Problemen verbunden. Aufgrund ihrer Größe, ihres Alters oder ihrer Lage ist jede Wohnung ein einmaliges Produkt. Auch der Immobilienmarkt verändert sich im Verlauf der Zeit ständig, neue Wohnungen werden gebaut, andere werden älter und manche werden renoviert. Trotzdem muss die Entwicklung der Mietpreise, welche rund ein Fünftel des Warenkorb ausmachen, auf **geeignete Weise erfasst werden** können. Die Bildung homogener Matrixzellen und die entsprechende Verteilung der Mietpreise auf diese Matrix werden auch auf internationaler Ebene als Vorgehen empfohlen und angewandt. Damit kann die Frage beantwortet werden, wie viel ein Haushalt heute für eine neue Vierzimmerwohnung (0–5 Jahre alt) im Vergleich zu früher bezahlt. Diese Ex-Post-Schichtung der Stichprobe ergibt Resultate, die recht nahe bei der hedonischen Methode liegen. Voraussetzung ist, dass sich die **Schichtungsmerkmale** auf das Niveau der Mietpreise auswirken, dies trifft bezüglich der Zimmerzahl und des Alters der Wohnung zu (BFS 2007a: 20 f.).

Zwei Datengrundlagen

Die Datengrundlage für die Analyse der Mietpreise in der Schweiz beruht auf zwei Erhebungen, welche vom Bundesamt für Statistik durchgeführt werden. Die Mes-

sung der **Mietpreisentwicklung** erfolgt mit der Indexberechnung über eine Stichprobe von etwa 5.000 Wohnungen. Sie misst die Teuerungsentwicklung im Bereich der Mietwohnungen und fließt wie bereits erwähnt mit rund einem Fünftel in den Landesindex der Konsumentenpreise ein.

Im Abstand von einigen Jahren (letztes Mal im Jahr 2003) wird eine groß angelegte **Mietpreis-Strukturerhebung** mit einer Netto-Stichprobengröße von circa 100.000 Mietwohnungen durchgeführt.⁶ Zielsetzung der Mietpreis-Strukturerhebung ist die Erfassung von Informationen über das Mietpreisniveau auf nationaler und regionaler Ebene. Die Erhebung gibt Aufschluss über die Struktur der Wohnungen nach Größe, Alter, Ausstattung, Standortmerkmalen und anderen Kriterien. In Tabelle 3 sind die zwei Erhebungen des BFS tabellarisch einander gegenübergestellt.

Die vierteljährliche Erhebung der Mieten zur Berechnung des Konsumentenpreisindex mit 5.000 erhobenen Mieten und fehlender Schichtung lässt keine interregionalen Mietpreisvergleiche zu. Die **Mietpreis-Strukturerhebung** hingegen ist darauf ausgelegt, **regionale Mietpreisniveaus auszuweisen und zu vergleichen**. Die Mietpreis-Strukturerhebung ist die umfangreichste Erhebung von Mietwohnungspreisen in der Schweiz bei bestehenden Mietverhältnissen (BFS 2007b: 6 f.). Trotzdem stößt die kreuzweise Auswertung von mehreren Variablen bei der Analyse von kleinen geografischen Einheiten an Grenzen.

Tabelle 3: Vergleich der Mietpreiserhebungen des Bundesamtes für Statistik

	Mietpreisindex	Mietpreis-Strukturerhebung
Hauptziel	Berechnung der Mietpreisentwicklung	Mietpreisniveau nach strukturellen und regionalen Kriterien
Periodizität	quartalsweise	unregelmäßig, alle 5–10 Jahre
Anwendungsbereich	permanent bewohnte Mietwohnungen	permanent bewohnte Mietwohnungen und permanent selbstgenutztes Wohneigentum
Stichprobenbasis	Stichprobenregister für Haushaltserhebungen des BFS (Basis: Telefonnummern Swisscom/Cablecom)	Stichprobenregister für Haushaltserhebungen des BFS (Basis: Telefonnummern Swisscom/Cablecom)
Stichprobengröße	Nettostichprobe von etwa 5.000 Mietwohnungen	Nettostichprobe über 100.000 Mietwohnungen sowie über 50.000 Eigentümerwohnungen
Struktur der Stichprobe	Zufallsstichprobe auf nationalem Niveau, nicht geschichtet	geschichtete Zufallsstichprobe; Schichtung nach Großregion und Gemeindetypen
Aktualisierung der Stichprobe	Teilerneuerung jedes Quartal (1/8 der Stichprobe)	vollständige Erneuerung bei jeder neuen Erhebung
Preismeldestelle	Vermieterinnen/Vermieter	Mieterinnen und Mieter sowie Eigentümer selbstgenutzten Wohneigentums
Erhebungsmethode	schriftliche Erhebung mit telefonischer Mahnung	schriftliche Erhebung mit zwei schriftlichen Mahnungen
Quelle: BFS (2007b), eigene Darstellung.		

6 Die Kosten der Mietpreis-Strukturerhebung belaufen sich auf ungefähr 1,5–2 Mio. CHF, dies entspricht 1–1,3 Mio. Euro. Die nächste Erhebung ist für 2011/2012 geplant.

Methodische Grundlagen der Mietpreis-Strukturerhebung

Aus der Gesamtheit der auf dem Markt angebotenen und dauerhaft bewohnten Mietwohnungen wird mittels **Zufallsstichprobe** eine, für die 2,2 Millionen dauernd bewohnten Mietwohnungen in der Schweiz, repräsentative Auswahl getroffen. Als **Stichprobenbasis** wird auf das **elektronische Telefonverzeichnis** von Directories zurückgegriffen. Dieses Verzeichnis listet die Abonnenten mit einem Telefoneintrag von Swisscom und Cablecom auf und stellt gegenwärtig den besten und zweckmäßigsten Stichprobenrahmen dar. 2003 wurde eine **Nettostichprobe** von **5 Prozent der Mietwohnungen** anvisiert. Gemäß der Resultate der Mietpreis-Strukturerhebung 1996 reicht diese Fallzahl aus, um Ergebnisse mit genügender Genauigkeit zu erhalten. Um die Genauigkeit der Stichprobe zu steigern, wird die Methode der **geschichteten Stichprobe** angewandt. Weil das Telefonregister nur die Schichtung nach geografischen Kriterien erlaubt, wird eine Schichtung nach Großregion und nach 5 Gemeindetypen vorgenommen. Die Gemeindetypologie wurde mit 22 verschiedenen Gemeindetypen entwickelt, die sich nach Kriterien wie Größe, Distanz zu den Zentren und wirtschaftliche Aktivität unterscheiden. Die Erhebung 2003 basiert auf einer **disproportionalen Stichprobe**. Neben der Größe der Grundgesamtheit berücksichtigte man auch die Variabilität der interessierenden Variablen innerhalb der Schichten. Ziel war es, in allen sieben Großregionen der Schweiz ein etwa gleich großes Vertrauensintervall zu erhalten. Zur Erreichung der gewünschten Nettostichprobe benötigte man eine dreimal größere Ausgangsstichprobe (Gründe wie bspw. nicht antwortende Haushalte, ungültige Adressen und durch den Eigentümer selbstbewohnte Wohnungen). Für die Mietpreis-Strukturerhebung 2003 kam ein **rein schriftliches Erhebungsdesign** zum Einsatz. Auf den Erstversand folgten mit je etwa zwei Monaten Abstand zwei schriftliche Mahnungen, um die Antwortquoten zu erhöhen (BFS 2007b: 8).

- Das zentrale Erhebungsmerkmal ist die **Nettomiete**, d. h. der Mietpreis ohne Nebenkosten für Heizung, Warmwasser und separat hinzugemietete Räume. Zusätzlich wurden auch die Nebenkosten sowie die Garagen- und Parkplatzmieten erhoben, diese Angaben wurden auch zur Plausibilisierung der Nettomieten und für zusätzliche Auswertungen verwendet.
- Als **Identifikationsmerkmale der Wohnung** wurden die folgenden Variablen erfasst: Wohnadresse, Name der Mieterinnen und Mieter, Art der Adresse, Dauer des Wohnsitzes und Anzahl Personen, die in der Wohnung leben. Die Variable *Art der Adresse* erlaubte es, die Wohnungen zu filtern, die nicht zum Erhebungsgegenstand gehören (z. B. Geschäftsräume, möblierte Wohnungen oder Pachtliegenschaften).
- Als wichtige **Wohnungsmerkmale** wurden die folgenden Informationen erhoben: Art des Gebäudes, Anzahl Zimmer der Wohnung, Wohnfläche der Woh-

nung in Quadratmetern, Baujahr, Renovationsarbeiten während des Mietverhältnisses, besondere Wohnungsart, Ausstattung und Standortmerkmale (BFS 2007b: 10 f.).

3.2 Regionale Konsumentenpreisindizes in der Schweiz

In der Schweiz gibt es drei regionale Konsumentenpreisindizes: Die Stadtkantone Genf und Basel und der Kanton Zürich für seine Städte berechnen monatlich regionale Preisindizes. In der Folge werden die regionalen Preisindizes der Schweiz beschrieben und miteinander verglichen.

3.2.1 Basler Index der Konsumentenpreise (BIK)

Als regionale Variante des Landesindex der Konsumentenpreise veröffentlicht das Statistische Amt des Kantons Basel-Stadt monatlich den Basler Index der Konsumentenpreise (BIK). Analog dem LIK misst der BIK die durchschnittliche Preisveränderung der durch die privaten Haushalte des Kantons Basel-Stadt konsumierten Waren und Dienstleistungen. Rechnerisch und methodisch sind LIK und BIK identisch. Vereinzelte Gewichte werden den lokalen Gegebenheiten angepasst. Dies äußert sich in einer leicht anderen Gewichtung der einzelnen Indexpositionen innerhalb der Warengruppe *Energie*. Der in den BIK integrierte **Basler Mietpreisindex** resultiert aus einer eigenen Erhebung des Statistischen Amtes des Kantons Basel-Stadt. Er wird nach der gleichen Methodik wie der Schweizer Mietpreisindex berechnet. Die Mietpreisangaben stützen sich auf systematische Stichprobenerhebungen, die 5 Prozent der Miet- und Genossenschaftswohnungen mit 1–6 Zimmern umfassen. Die Gewichtung der nach Zimmerzahl und Gebäudealter strukturierten Wohnungen basiert auf den Mietausgaben der privaten Haushalte. Die Berechnung des durchschnittlichen Mietpreises pro Wohnungskategorie erfolgt wie beim Schweizer Mietpreisindex auf der Basis des geometrischen Mittels (Webseite Statistisches Amt Basel).

3.2.2 Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise (ZIK)

Der Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise misst die Preisveränderungen eines fixen Korbs von Waren und Dienstleistungen, die von einem privaten Durchschnittshaushalt in den **Städten des Kantons Zürich** direkt gekauft werden. Es handelt sich hierbei um alle **27 Gemeinden im Kanton Zürich**, welche mehr als 10.000 Einwohner aufweisen. In diesen Gemeinden leben mit über 840.000 Personen rund 65 Prozent der Bevölkerung des Kantons Zürich. Die Preise in den übrigen

144 kleineren, teilweise ländlichen Gemeinden mit insgesamt 460.000 Einwohnern werden dagegen nicht erfasst.

Der Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise wird nach der gleichen Methode wie der Landesindex monatlich berechnet. Grundsätzlich entspricht auch die Gewichtung des Warenkorbs dem LIK. Im Zürcher Städteindex sind jedoch die **Wohnungsmieten** mit einem Anteil von **knapp 22 Prozent** in Anbetracht ihres hohen Niveaus **stärker gewichtet** als im Landesindex (Statistik Stadt Zürich 2007: 146 f.).

Laut Angaben des Statistischen Amtes der Stadt Zürich werden leicht mehr als **die Hälfte der Preise regional** in den Städten des Kantons Zürich erhoben. Die Preise für Nahrungsmittel und Bekleidung werden vom Landesindex übernommen, die berechneten Indizes für die Warengruppe *Mieten* und die Hauptgruppe *Restaurants und Hotels* basieren auf regional erhobenen Preisen.

3.2.3 Genfer Index der Konsumentenpreise (GIK)

Methodisch entspricht der Genfer Index der Konsumentenpreise dem Landesindex. Die Struktur und die Gewichtung des Warenkorbs sind mit dem LIK identisch. Die **Unterschiede** zwischen nationalem Index und Genfer Index beruhen auf den **beobachteten Preisen**. Sofern die Preise sich aufgrund regionaler Gegebenheiten entwickeln, wie bei den **Tarifen für den öffentlichen Verkehr** oder für die **Energie**, basiert der Index auf Preisangaben, welche im Kanton Genf ermittelt werden. In den übrigen Fällen entsprechen die beobachteten Preise dem nationalen Durchschnitt.

Tabelle 4 zeigt die Gewichtung und die **regionale Aufteilung der Preise**, welche in den Genfer Index einfließen. Ungefähr **die Hälfte der Preise werden regional**, d. h. im Kanton Genf, erhoben. Die Indizes für die Mieten, die Energie und die Erziehung und den Unterricht basieren exklusiv auf regionalen Preisangaben. Die Teilindizes der Hauptgruppen Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke, alkoholische Getränke und Tabak, Bekleidung und Schuhe und Hausrat und laufende Haushaltsführung sowie Nachrichtenübermittlung basieren auf nationalen Preisen.

Der **Mietpreisindex** als Teil des Genfer Gesamtindex wird mithilfe der **kantonalen Mietpreisstatistik** berechnet. Sie beruht auf einer Stichprobe in der Größe von 18.000 Wohnungen, was ungefähr einem Achtel der entsprechenden Grundgesamtheit entspricht. Seit 1993 fließt der Mietpreisindex viermal pro Jahr in den Genfer Index der Konsumentenpreise ein. Im **Mai** basiert der Index auf der **Gesamtstichprobe** und in den Monaten **August, November und Februar** auf einer **Teilstichprobe von ungefähr je 1.800 Wohnungen**. Die Totalerhebung im Mai

erlaubt es, die jährliche Entwicklung der Mietpreise und das Mietpreisniveau zu bestimmen. Im Gegenzug werden die drei Teilerhebungen nur für die Abbildung der Preisentwicklung verwendet. Bei den eruierten Mietpreisen handelt es sich wie beim nationalen Mietpreisindex um die Nettomieten. Die Gesamtstichprobe wird dreimal pro Jahr aktualisiert, d. h. neue Wohnungen werden aufgenommen und alte, nicht mehr gebrauchte Wohnungen werden ausgeschlossen. Seit 2007 beruht die Entwicklung der Mietpreise, welche sich im Mietpreisindex niederschlägt, ausschließlich auf Wohnungen mit Marktpreisen. Subventionierte Wohnungen werden nicht mehr in die Berechnung einbezogen (OCSTAT 2006).

Tabelle 4: Genfer Index der Konsumentenpreise nach verwendeten Preisangaben (in %), 2005

Haupt- und Warengruppen	Index basiert auf ...		
	regionalen Preisen (exkl.)	nationalen Preisen	Gesamt
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke		11,0	11,0
Alkoholische Getränke und Tabak		2,0	2,0
Bekleidung und Schuhe		4,3	4,3
Wohnen und Energie	24,5	0,6	25,6
Miete	20,0		20,0
Laufender Unterhalt der Wohnung		0,6	0,6
Energie	4,6		4,6
Hausrat und laufende Haushaltsführung		4,3	4,3
Gesundheitspflege	11,4	5,3	16,7
Medizinische Erzeugnisse		3,6	3,6
Ambulante Dienstleis- tungen		1,8	6,7
Spitalleistungen			6,4
Verkehr	3,8	6,5	10,3
Nachrichtenübermittlung		2,6	2,6
Freizeit und Kultur	2,3	6,9	9,2
Erziehung und Unterricht	0,7		0,7
Restaurants und Hotels	7,2	1,8	9,0
Sonstige Waren und Dienstleistungen	0,9	3,9	4,7
Total	50,8	49,2	100,0
Quelle: OCSTAT (2006), eigene Darstellung.			

3.2.4 Die regionalen Konsumentenpreisindizes im Vergleich

Im folgenden Abschnitt werden die Konsumentenpreisindizes der Schweiz in Bezug auf die Methode und die Ergebnisse miteinander verglichen.

Methodische Differenzen

Die methodischen Differenzen zwischen den regionalen Preisindizes und dem Landesindex in der Schweiz sind gering. Die Struktur und die Gewichtung der Warenkörbe ist identisch mit Ausnahme der Gewichtung des Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise, wie in Tabelle 5 zu sehen ist. Die **Wohnungsmieten** sind in Betracht ihres im Landesvergleich deutlich höheren Niveaus im Zürcher Index **stärker gewichtet**. Die Hauptgruppe *Wohnungsmiete und Energie* fällt mit 28,1 Prozent im Zürcher Warenkorb stärker ins Gewicht als bei den Warenkörben der anderen Indizes (LIK, BIK und GIK) mit 25,2 Prozent. Dies führt dazu, dass alle anderen Hauptgruppen des Zürcher Warenkorbs ein leicht tieferes, relatives Gewicht erhalten.

Tabelle 5: Vergleich der Warenkörbe des LIK und des ZIK im Jahr 2008

	LIK	ZIK
Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke	11,091	10,672
Alkoholische Getränke und Tabak	1,785	1,718
Bekleidung und Schuhe	4,434	4,263
Wohnungsmiete und Energie	25,212	28,056
Hausrat, laufende Haushaltsführung	4,762	4,582
Gesundheitspflege	14,467	13,916
Verkehr	11,285	10,856
Nachrichtenübermittlung	2,938	2,827
Freizeit und Kultur	10,607	10,202
Erziehung und Unterricht	0,674	0,648
Restaurants und Hotels	8,142	7,832
Sonstige Waren und Dienstleistungen	4,603	4,428
Gesamtindex	100,000	100,000
Quelle: Webseiten des Statistischen Amtes der Stadt Zürich und des BFS, eigene Darstellung.		

Bei der Berechnung der regionalen Indizes werden im Gegensatz zum nationalen Index regionale und nationale Preise in die Kalkulation aufgenommen. Die Mietpreise stützen sich in allen Indizes ausschließlich auf Mieten aus der jeweiligen Region.

Die Erhebungs- und Berechnungsmethodik der regionalen und nationalen Mietpreisindizes sind identisch, einzig der Mietpreisindex im Kanton Genf unterscheidet sich mit der jährlichen Großstichprobe von 18.000 Wohnungen gegenüber dem schweizerischen Mietpreisindex.

Vergleich der Ergebnisse

Ein Vergleich der verschiedenen Indizes ist möglich, jedoch nicht ohne Vorbehalt. Die unterschiedlich hohen Indexziffern der verschiedenen Regionen dürfen nicht als Unterschiede des absoluten Preisniveaus gewertet werden. Die einzelnen Indizes können nicht extrem voneinander abweichen, weil die Rahmenbedingungen für die Entwicklung der Konsumentenpreise in der ganzen Schweiz mehr oder weniger gleich sind. Ein Teil der Preise (im Falle des Genfer Index rund 50 Prozent) wird zentral durch das Bundesamt für Statistik erhoben, wodurch sich aus methodischen Gründen eine gewisse Nivellierung ergibt (Statistik Stadt Zürich 2007: 14).

In Tabelle 6 sind die Konsumentenpreis- und Mietpreisindizes der Schweiz, der Städte Basel, Genf und Zürich für die Jahre 2004 und 2005 einander gegenübergestellt. Es zeigt sich, dass **regional durchaus unterschiedliche Preisentwicklungen** auszumachen sind. Die mittlere Jahresteuierung in den Städten des Kantons Zürich beträgt im Jahr 2004 0,5 Prozent. Die Teuerung in der Stadt Genf war mit 1,2 Prozent mehr als doppelt so hoch. Auch verglichen mit der gesamtschweizerischen Teuerungsrate von 0,8 Prozent lag die Teuerung im Kanton Genf um die Hälfte höher. Das gleiche Bild zeigt sich, wenn auch weniger stark, für das Jahr 2005: Die mittlere Jahresteuierung in Basel-Stadt lag mit 1,5 Prozent deutlich höher als in Zürich.

Noch ausgeprägter sind die interregionalen Unterschiede bei der Mietpreisentwicklung. Der Indexstand im November 2005 liegt in Genf mit 109,3 Punkten deutlich über dem Wert von Basel-Stadt. Das heißt, dass die durchschnittlichen Mieten zwischen 2000 und 2005 in Genf verglichen mit Basel-Stadt um den Faktor 1,5 mehr angestiegen sind. Auch die Mietpreisteigerungen in den Jahren 2004 und 2005 zeigen zwischen den drei Regionen Unterschiede von 100 Prozent.

Tabelle 6: Konsumenten- und Mietpreisindex – zwischenörtlicher Vergleich 2000–2005*

	Totalindex						Mietpreisindex		
	Indexstand		Jahresteuierung (%)		Mittlere Jahresteuierung (%)		Indexstand	Jahresteuierung (%)	
	Dez 04	Dez 05	Dez 04	Dez 05	2004	2005	Nov 05	Nov 04	Nov 05
Kanton Basel-Stadt	104,2	105,5	1,5	1,2	0,9	1,5	106,3	1	0,9
Kanton Genf	105	106,2	1,6	1,2	1,2	1,4	109,3	1,5	1,8
Zürcher Städteindex	103,8	104,9	1,2	1,1	0,5	1,1	107,7	1,5	1,2
Landesindex	104,2	105,2	1,3	1	0,8	1,2	107,8	2,1	1

*Basisjahr 2000.

Quelle: Statistik Stadt Zürich (2006), eigene Darstellung.

Tabelle 7 zeigt die aktuellsten Zahlen zur Teuerung in den verschiedenen Städten. Die mittlere Jahresteuern 2007 im Kanton Genf lag diesmal mit 0,4 Prozent deutlich tiefer als in Zürich und im gesamtschweizerischen Mittel. Es ist zu erwarten, dass sich bei einem Vergleich über eine längere Zeitperiode die Unterschiede zwischen den Regionen verringern. Über eine Periode von knapp acht Jahren (Dezember 2000 bis August 2008) ergibt sich für Genf mit 10,2 Prozent die höchste Teuerung und für die Städte des Kantons Zürich mit 8,9 Prozent die tiefste Teuerung. Der Unterschied beträgt 1,3 Prozentpunkte oder relativ betrachtet, sind in Genf die Preise seit Dezember 2000 um ein Siebtel (14,6 %) stärker gestiegen als in Zürich oder um knapp ein Zehntel stärker als im schweizerischen Durchschnitt.

Tabelle 7: Regionale Preisindizes – Zwischenörtlicher Vergleich 2006–2008*

	Indexstand			Jahresteuern in %			Mittlere Jahres-teuerung in %	
	Aug 06	Aug 07	Aug 08	Aug 06	Aug 07	Aug 08	2006	2007
Kanton Basel-Stadt	105,9	106,2	109,4	1,2	0,3	3,0	1,0	0,6
Kanton Genf	106,9	106,9	110,2	1,4	0,0	3,1	1,1	0,4
Zürcher Städte-index	105,1	105,6	108,9	1,1	0,5	3,1	0,7	0,7
Landesindex	105,8	106,3	109,4	1,4	0,5	2,9	1,1	0,7
*Basisjahr 2000.								
Quelle: Webseiten der Statistischen Ämter der Städte Basel, Zürich, Genf und der Schweiz, eigene Berechnungen.								

Es kann festgehalten werden, dass sich die **Preisverläufe zwischen den Städten in der Schweiz unterscheiden**. Unterschiedliche regionale Preisverläufe führen bei gleichem Ausgangsniveau zu unterschiedlichen Preisniveaus am Ende einer Periode. Vergleicht man die Preise zweier Regionen miteinander, ist die Wahrscheinlichkeit groß, dass sich die Preise über die Zeit anders entwickeln und dass die Preise zum Zeitpunkt null nicht identisch waren. Die Tatsache, dass sich die Preisverläufe zwischen den Städten Genf, Basel und Zürich anders entwickelt haben, ist zumindest ein Indiz dafür, dass mit großer Wahrscheinlichkeit auch unterschiedliche Preisniveaus zwischen den Regionen bestehen.

4 Interregionale Preis- und Qualitätsunterschiede in der Schweiz

Unterschiedliche Preise für identische Güter innerhalb einer Volkswirtschaft sind aus theoretischer Sicht kurz- und mittelfristig als **Folge von Anpassungsprozessen** (z. B. einem regionalen Auseinanderklaffen von Angebot und Nachfrage) und mittel- bis längerfristig entweder durch (hohe) Transaktionskosten (z. B. Transport-

kosten) und natürlich bei nicht transportierbaren Gütern zu erwarten. Zu letzteren zählen alle Dienstleistungen, die ortsgebunden ausgeführt werden und Güter, welche nicht bewegt werden können wie zum Beispiel Immobilien.⁷ Auch wenn das Angebot an Immobilien nicht räumlich verschoben werden kann, ist die Nachfrage nach Immobilien in einem gewissen Maß „transportfähig“ respektive mobil. Den Nachfragern (Mieter/-innen) entstehen aber Kosten infolge eines längeren Arbeitsweges,⁸ was ihre Mobilität einschränkt. Dieses Beispiel zeigt, dass für gewisse Güter und Dienstleistungen lokale und regionale Märkte mit unterschiedlichen Preisen bestehen können, weil die Transaktionskosten zu hoch sind, so dass es sich für den Nachfrager nicht lohnt, die Dienstleistung an einem anderen Ort zu beziehen und der Marktzutritt auf lokaler oder regionaler Ebene für neue Anbieter erschwert ist. Ein weiterer Grund für regional unterschiedliche Preise sind regional regulierte und administrierte Preise, wie sie normalerweise in den Bereichen Gesundheit und Bildung anzutreffen sind. Die Existenz von regionalen Märkten ist eine Grundvoraussetzung für das Bestehen von regional unterschiedlichen Preisen.

In den beiden ersten Abschnitten wird anhand der Haupt- und Warengruppen des Warenkorbs untersucht, bei welchen Gütern und Dienstleistungen aus theoretischer und/oder empirischer Sicht regionale Preisunterschiede erwartet werden können. Im dritten Abschnitt werden die Mietpreise unter dem Gesichtspunkt der regionalen Unterschiede detailliert betrachtet. Der vierte Abschnitt ist den regionalen Preisen im öffentlichen Verkehr gewidmet und im letzten Abschnitt werden die Erkenntnisse zusammengefasst.

4.1 Theoretische Überlegungen zu interregionalen Preisunterschieden

Für die 12 Hauptgruppen des Warenkorbs als Grundlage des schweizerischen Konsumentenpreisindex wurde die Frage gestellt, wie weit, wegen Schranken des Marktzutritts (z. B. öffentlicher Verkehr und andere administrierte Preise) und wegen allfällig entstehender Transaktionskosten der Nachfrager, regional unterschiedliche Märkte mit regional unterschiedlichen Preisen existieren könnten. In Tabelle 8 werden die einzelnen Warengruppen drei Gruppen zugeordnet:

- Transportierbarkeit der Güter trifft zu: Aus theoretischer Sicht werden keine wesentlichen regionalen Preisunterschiede erwartet.

7 Die Ortsgebundenheit von Dienstleistungen ist relativ. Einerseits bricht im Zuge der Globalisierung bei Finanzdienstleistungen die Einheit von Konsum und Produktion vermehrt auf und andererseits besitzt die Regel der Ortsgebundenheit von Dienstleistungen in den Bereichen Beratung, Gesundheit, Bildung und Pflege nach wie vor ihre Gültigkeit (vgl. Enquete-Kommission 2002).

8 Und direkte und indirekte Kosten für längere Wege zu Einkaufsmöglichkeiten, den Angeboten an sozialen Kontakten und Kultur, der Familie, Verwandten und Freunden.

- Transportierbarkeit der Güter trifft teilweise zu: Aus theoretischer Sicht sind regionale Preisunterschiede nicht ausgeschlossen.
- Transportierbarkeit der Güter trifft mehrheitlich nicht zu: Aus theoretischer Sicht können wesentliche regionale Preisunterschiede erwartet werden.

Die ersten drei Warengruppen Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke, Alkoholische Getränke und Tabak und Bekleidung und Schuhe und die Warengruppe Hausrat und laufende Haushaltsführung werden den transportierbaren Gütern zugeordnet. Die letzte Hauptgruppe umfasst vorwiegend transportierbare Güter wie Möbel und Haushaltsgeräte. Aus theoretischer Sicht sind bei den Gütern dieser Hauptgruppen keine wesentlichen regionalen Preisunterschiede zu erwarten, vorausgesetzt, dass der Binnenmarkt einer Volkswirtschaft funktioniert. Diese vier Hauptgruppen umfassen rund 22 Prozent des gesamten Warenkorbs.

Tabelle 8: Transportierbarkeit der Güter und DL in den Hauptgruppen des Warenkorbs

Hauptgruppe	Gewichte 2008	Transportierbarkeit		
		trifft zu	trifft teilweise zu	trifft mehrheitlich nicht zu
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	11,091	x		
Alkoholische Getränke und Tabak	1,785	x		
Bekleidung und Schuhe	4,434	x		
Wohnen und Energie	25,212			x
Hausrat und laufende Haushaltsführung	4,762	x		
Gesundheitspflege	14,467			x
Verkehr	11,285			x
Nachrichtenübermittlung	2,938		x	
Freizeit und Kultur	10,607		x	
Erziehung und Unterricht	0,674		x	
Restaurants und Hotels	8,142			x
Sonstige Waren und Dienstleistungen	4,603		x	
Quelle: Eigene Darstellung.				

Die vierte Hauptgruppe *Wohnen und Energie* beinhaltet neben den Energiepreisen die Wohnungsmieten. Immobilien sind, wie es der Name sagt, nicht transportierbar. Es ist zu erwarten, dass sich sowohl das Wohnungsangebot und auch die Nachfrage nach Wohnungen in einem Land regional bezüglich Qualität und Quantität unterscheidet, was zu regional unterschiedlichen Mietpreisen führen wird.

Ob innerhalb einer Volkswirtschaft regional unterschiedliche Energiepreise bestehen, hängt stark von der Regulierungsdichte im Energiebereich ab. In der Schweiz besteht kein gemeinsamer Binnenmarkt für Energieprodukte wie **Gas, Wasser und Elektrizität**, was zu **regional unterschiedlichen Preisen** führt. Auch für leicht transportierbare Energieträger wie bspw. Heizöl zeigen Untersuchungen leichte Preisunterschiede zwischen Regionen.

Die Hauptgruppe *Gesundheitspflege* besteht aus den Warengruppen *medizinische Erzeugnisse*, *ambulante Dienstleistungen* und *Spitalleistungen*. Medizinische Erzeugnisse wie Medikamente sind mit tiefen Kosten transportierbar, ambulante Leistungen und Spitalleistungen hingegen werden ortsgebunden erbracht. Aufgrund des geringen Gewichts der medizinischen Erzeugnisse (3 %) im Vergleich zu den ambulanten wie stationären Dienstleistungen (beide Warengruppen haben ein Warenkorbgewicht von jeweils rund 5 %) wird die Hauptgruppe *Gesundheitspflege* den **mehrheitlich nicht transportierbaren** Gütern und Dienstleistungen zugeordnet.

Die Hauptgruppe *Verkehr* ist unterteilt in zwei Gruppen: *Automobile, Motor- und Fahrräder* einerseits und *Transportdienstleistungen* andererseits. In der ersten Warengruppe sind aus theoretischer Sicht kaum regionale Preisunterschiede zu erwarten. In der zweiten Warengruppe der **Transportdienstleistungen** können Preise und Qualität der Güter und Dienstleistungen **regional durchaus unterschiedlich** ausfallen. Der Gebrauch der regionalen Transportdienstleistungen (Taxi, Nahverkehrsnetze) ist gekoppelt mit dem Wohnort der Nachfrager. Das regionale bestehende Angebot im öffentlichen Verkehr ist für den Konsumenten nicht ersetzbar durch ein anderes Dienstleistungsangebot. Nationale Transportdienstleistungen (Bahnfernverkehr, Flugverkehr) zeichnen sich in der Regel durch einheitliche Preise aus, aber das Ausmaß der Nutzung dieses Angebots ist regional sehr unterschiedlich.

Dienstleistungen und Güter der Hauptgruppen *Nachrichtenübermittlung*, *Freizeit und Kultur*, *Erziehung und Unterricht*, *Sonstige Waren und Dienstleistungen* sind teils leicht transportierbar oder auch gar nicht. Diese vier Hauptgruppen werden deshalb der Kategorie „teilweise transportierbar“ zugeordnet.

Für die Hauptgruppe *Restaurants und Hotels* ist von Bedeutung, dass die Räumlichkeiten als Immobilien nicht verschiebbar sind und sich die Dienstleistungen in einem bestimmten Hotel oder einem bestimmten Restaurant nicht transportieren lassen. **Regionale Preisunterschiede im Bereich der Hotellerie und der Restauration** sind deshalb wahrscheinlich.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Güter und Dienstleistungen der vier Hauptgruppen **Wohnen/Energie, Gesundheitspflege, Verkehr und Restaurants/Hotels** mehrheitlich **nicht transportierbar** sind und darum bei diesen

Warengruppen regionale Märkte respektive regional unterschiedliche Preise bestehen können. Die Gewichtung dieser vier Warengruppen am ganzen Warenkorb beträgt 59 Prozent.

4.2 Daten zu interregionalen Preisunterschieden in der Schweiz

Interregionale Preisniveauvergleiche wurden in der Schweiz bisher nicht angestellt. Als einzige Datengrundlage stehen für die Städte im Kanton Zürich und für die Stadt Basel monatlich erhobene Durchschnittspreise für gewisse Güter und Dienstleistungen zur Verfügung.⁹ Der Preisvergleich beschränkt sich aber auf die Warengruppen Heizöl, Treibstoff, Zeitungen/Zeitschriften und Mahlzeiten und Getränke in Restaurants (vgl. Tabelle 9). Die ausgewählten Güter und Dienstleistungen sind – allenfalls mit Ausnahme der Mahlzeit in Restaurants und Cafés – von einheitlicher Qualität, ein Preisvergleich ist deshalb ohne Weiteres möglich.

Die relativen Preisdifferenzen für 100 Liter Heizöl zwischen der Stadt Basel und den Städten im Kanton Zürich sind gering ($< 1\%$). Beim Treibstoff sind die Preisdifferenzen zwischen den beiden Regionen mit 3 Prozent und 6 Prozent deutlich ausgeprägter. Die größte Preisdifferenz zeigt sich beim Mittagessen im Restaurant („Tagesteller“). Ein Mittagessen kostet in einer Zürcher Stadt im Durchschnitt 22,08 Franken, in der Stadt Basel jedoch nur 18,62 Franken, dies entspricht einer Preisdifferenz von fast 16 Prozent. Erhebliche Preisunterschiede zwischen den beiden Regionen, aber auch beim Vergleich mit den Schweizer Durchschnittspreisen zeigen sich bei den untersuchten Getränken in Restaurants. Zwischen den Regionen Basel und Zürich bestehen Preisdifferenzen von 3 Prozent bis 10 Prozent, beim Vergleich mit den Schweizer Durchschnittspreisen zeigen sich teilweise deutliche Preisunterschiede von 2 Prozent bis maximal 12 Prozent.

Bei der Beurteilung der dargelegten Ergebnisse muss berücksichtigt werden, dass die beiden Regionen Basel-Stadt und Städte im Kanton Zürich grundsätzlich eine sehr ähnliche Wirtschaftsstruktur aufweisen. Es kann mit großer Sicherheit vermutet werden, dass ein Vergleich mit eher ländlichen Regionen und/oder in anderen Sprachregionen der Schweiz deutlich größere Preisunterschiede ergeben würde.

9 Der Kanton Genf verzichtet auf eine Publikation der regional erhobenen Durchschnittspreise. Die Verantwortlichen sind sich nicht sicher, ob die Preisstichprobe das Kriterium der Repräsentativität erfüllt.

Tabelle 9: Durchschnittspreise in Franken nach Regionen für bestimmte Produkte, Mai/Juni 2008

		Schweiz	Zürich	Basel *	Differenz in % zwischen ZH und BS
Energie (Heizöl)					
800–1.500 Liter	100 l	143,31	142,36	142,52	0,11
1.501–3.000 Liter	100 l	135,55	135,46	135,45	–0,01
3.001–6.000 Liter	100 l	131,78	130,97	131,16	0,15
6.001–9.000 Liter	100 l	130,41	129,49	129,74	0,19
9.001–14.000 Liter	100 l	129,34	128,65	128,5	–0,12
14.001–20.000 Liter	100 l	128,00	127,95	126,76	–0,93
über 20.000 Liter	100 l	127,45	127,37	126,14	–0,97
Treibstoff					
Benzin, bleifrei 95	1 l	1,94	1,94	1,88	–3,09
Benzin, super, bleifrei 98	1 l	1,99	1,99	1,92	–3,52
Diesel	1 l	2,26	2,25	2,12	–5,78
Zeitungen und Zeitschriften					
Einzelnummer Zeitung	1 Nummer	2,77	2,78	2,6	–6,47
Mahlzeiten in Restaurants und Cafés					
Tagesteller	1 Menü	19,27	22,08	18,62	–15,67
Getränke in Restaurants und Cafés					
Lagerbier	3 dl	4,52	4,81	4,66	–3,12
Spezialbier, Stange	3 dl	4,65	4,75	4,52	–4,84
Kaffee (Espresso)	1 Tasse	3,73	3,92	4,05	3,32
Tee	1 Tasse	3,89	4,36	4,01	–8,03
Mineralwasser/Süßgetränke, Flasche	3 dl	3,99	3,88	3,75	–3,35
Mineralwasser/Süßgetränke, offen	3 dl	3,68	3,37	3,7	9,79
* Die Durchschnittspreise für Treibstoff, Zeitungen, Mahlzeiten und Getränke in Restaurants und Cafés für die Stadt Basel basieren auf dem Erhebungsmonat Mai 2008.					
Quelle: Webseiten BFS, Statistisches Amt der Stadt Zürich, Statistisches Amt der Stadt Basel, eigene Darstellung.					

4.3 Mietwohnungspreise in der Schweiz

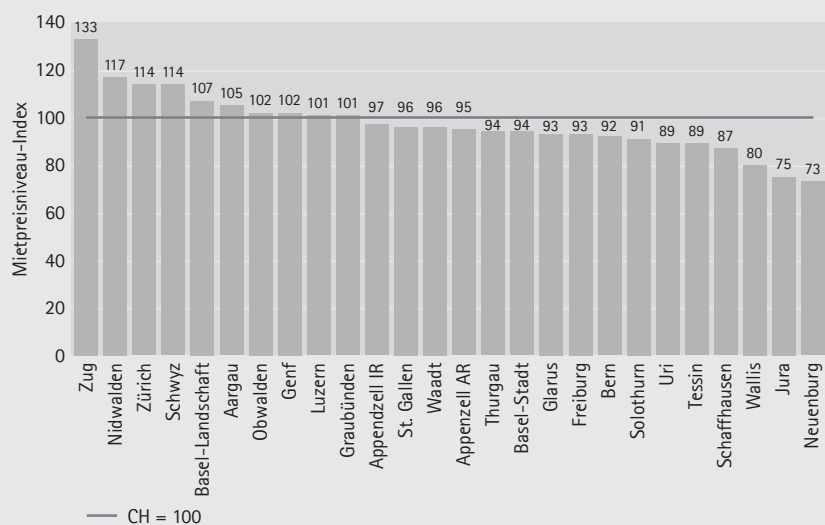
Im Bereich der Mieten als wichtigstem Bestandteil der Hauptgruppe *Wohnen und Energie* existiert mit der **Mietpreis-Strukturerhebung 2003** eine Datengrundlage für die Schweiz, die es erlaubt regionale Mietpreisvergleiche anzustellen, und es sind auf den ersten Blick erhebliche regionale **Mietpreisunterschiede** zu erkennen.

Gemäß der Schweizerischen Mietstrukturerhebung aus dem Jahr 2003 weist der Kanton Zug mit einer Durchschnittsmiete von 1.484 Franken pro Monat den höchsten Wert aller Kantone auf und liegt damit 33 Prozent über dem schweizerischen Mittel (vgl. Tabelle 10 und Abbildung 2). Anzumerken bleibt, dass im schweizerischen Konsumentenpreisindex nur die Preisentwicklung der Mieten, nicht aber die Kostenentwicklung des Wohnens für Haushalte im Eigenheim berücksichtigt werden.

Die regionalen Teilmärkte für Mietwohnungen zeigen gemäß Ergebnissen der Mietpreis-Strukturerhebung 2003 bedeutende Unterschiede. Einerseits beeinflusst die Attraktivität einer Region wie Nähe zu den großen Zentren, verkehrstechnische Erschließung und viele andere Faktoren das Nachfrageverhalten der Konsumentinnen und Konsumenten. Andererseits unterscheiden sich die Regionen auch hinsichtlich Umfang und Struktur des Wohnungsangebots (BFS 2007b: 20).

Die regional unterschiedlichen Mietpreisniveaus lassen sich auf der Ebene der Kantone feststellen: Die Kantone Zug, Nidwalden, Zürich, Schwyz, Basel-Landschaft und Aargau zeigen **überdurchschnittliche Mietpreisniveaus** (Abbildung 2). Mit Durchschnittsmieten von weniger als 90 Prozent des schweizerischen Durchschnitts gehören die Kantone Neuenburg, Jura, Wallis, Schaffhausen, Tessin und Uri zu den Kantonen mit **relativ günstigen Mieten**. Die Differenz zwischen dem Kanton Zug mit den höchsten Durchschnittsmieten der Schweiz und dem Kanton Neuenburg mit den tiefsten Mietpreisen beträgt rund 46 Prozent.

Abbildung 2: Mietpreisniveau-Index nach Kanton, 2003



Quelle: BFS (2007b), eigene Darstellung.

Laut BFS beeinflussen verschiedene Faktoren die kantonalen Mietpreisniveaus. Die Kantone mit den höchsten Mietpreisniveaus zeichnen sich teilweise durch ihre **bevorzugte Lage** im Einflussbereich der größeren **städtischen Zentren** aus. Ein weiterer Faktor, der die **hohen Mieten** erklärt, ist die **tiefe Steuerbelastung**. Diese kann unter Umständen zu einer verstärkten Nachfrage nach Wohnraum führen. Die Kantone mit den höchsten Mieten weisen vorwiegend eine unterdurchschnittliche Steuerbelastung auf. Die **Wohnbautätigkeit** ist ein weiterer Faktor, der kantonal unterschiedliche Mietpreisniveaus erklären kann. Fällt der Anteil der neuen Wohnungen hoch aus, wirkt sich das infolge des in der Regel höheren Qualitätsstandards tendenziell preissteigernd aus, während andererseits eine Angebotsausdehnung bei gleichbleibender Nachfrage tendenziell zu einer höheren Leerstandsquote für Wohnungen und dadurch zu einer Mäßigung der Preise führen kann (BFS 2007b: 21).

Die **regional unterschiedlichen Strukturen des Wohnungsbestands** betreffend Größe, Alter oder Ausstattung der Wohnungen können die ausgewiesenen Gesamtdurchschnitte über sämtliche Wohnungen maßgeblich beeinflussen. Deshalb erhält man verlässlichere Vergleiche, wenn man die Mietpreisniveaus vergleicht und gleichzeitig für die Anzahl Zimmer kontrolliert. Tabelle 10 gibt darüber Auskunft, wie die durchschnittlichen kantonalen Mietpreise nach Zimmerkategorie vom schweizerischen Mittel abweichen. Als interessantes Beispiel kann der Stadtkanton Basel aufgeführt werden. In diesem Kanton sind die Mietpreise für 1- bis 3-Zimmer-Wohnungen unterdurchschnittlich tief, für 4-Zimmer-Wohnungen und größere Einheiten hingegen überdurchschnittlich hoch. Insgesamt führt dies, dank einem Wohnungsbestand, der sich in der Stadt in der Mehrzahl aus kleineren Wohnungen zusammensetzen sollte, zu einem unterdurchschnittlichen Gesamtindex.

Der Mietpreisvergleich in Tabelle 10 zeigt, dass, auch wenn das Qualitätsmerkmal der Anzahl Zimmer kontrolliert wird, **deutliche regionale Preisunterschiede in den Mieten** bestehen.

Die **Anzahl Zimmer** einer Wohnung ist nur ein **Qualitätsmerkmal** einer ganzen Reihe von Charakteristiken, welche sich laut Mietstrukturerhebung 2003 auf den Mietpreis auswirken. Die **Größe der Wohnung** sowie die **Ausstattung** und das **Alter** konnten als weitere mietpreisrelevante Faktoren identifiziert werden.

Nicht berücksichtigt wurden in diesem Preisvergleich die **Standortfaktoren (Standortqualität)** der Wohnungen, die sich nach einzelnen Regionen, einzelnen Gemeinden und sogar einzelnen Standorten ganz deutlich unterscheiden können.

Tabelle 10: Mietpreisniveau-Indizes nach Großregion, Kanton und Anzahl Zimmer, 2003*

Großregionen und Kantone	Total	Anzahl Zimmer					
		1	2	3	4	5	6 +
Genferseeregion	97	97	96	100	101	103	114
Waadt	96	93	93	99	103	102	101
Wallis	80	78	78	81	79	73	65
Genf	102	101	102	108	110	113	142
Espace Mittelland	89	90	89	88	89	88	86
Bern	92	92	94	92	92	91	91
Freiburg	93	90	90	92	92	89	89
Solothurn	91	97	87	88	89	90	81
Neuenburg	73	67	70	70	75	74	73
Jura	75	72	71	72	70	67	
Nordwestschweiz	102	95	100	102	105	104	102
Basel-Stadt	94	96	98	99	107	111	129
Basel-Landschaft	107	92	103	105	109	111	108
Aargau	105	97	100	103	102	100	90
Zürich	114	114	118	114	115	120	128
Ostschweiz	96	92	93	93	89	87	81
Glarus	94		85	90	81	78	94
Schaffhausen	87	99	85	85	84	86	77
Appenzell AR	95		90	90	85	86	77
Appenzell IR	97		88	94	94	72	78
St. Gallen	96	85	94	94	90	86	80
Graubünden	101	105	104	102	96	95	80
Thurgau	94	89	89	89	88	88	82
Zentralschweiz	109	103	105	105	103	103	100
Luzern	101	100	98	98	96	97	98
Uri	89		83	82	83	87	
Schwyz	114	100	107	111	110	108	92
Obwalden	102	87	104	97	97	95	79
Nidwalden	117	93	100	115	117	104	106
Zug	133	121	126	132	128	121	131
Tessin	89	97	91	92	91	83	91
Schweiz	100	100	100	100	100	100	100

* Die sieben Großregionen der Schweiz sind in der Tabelle fett geschrieben.

Quelle: BFS (2007b), eigene Darstellung.

4.4 Regionale Preise für Transportdienstleistungen in der Schweiz

Es gibt zwei aktuelle Studien für die Schweiz, welche regionale Unterschiede in den Preisen und der Preisentwicklung bei **Transportdienstleistungen** untersuchen. Die Transportdienstleistungen sind Teil der Hauptgruppe Verkehr und weisen ein Gewicht von 2 Prozent am Warenkorb auf. Wie bereits erwähnt, ist aus theoretischer Sicht möglich, dass bei den Transportdienstleistungen regional unterschiedliche Preise festzustellen sind.

Die Studie „Preisentwicklung im Verkehr in Zürich“ (INFRAS 2007) vergleicht die Preisentwicklung im öffentlichen Verkehr der letzten Jahren zwischen den Städten Zürich, Basel und Genf. Der Bericht „Löhne und Preise 2006“ (UBS 2006) untersucht Preisniveaus in 71 Städten weltweit, unter anderem auch für die schweizer Städte Genf und Zürich und für den öffentlichen Verkehr im Speziellen.

Preisentwicklung im Verkehr in Zürich

Mithilfe der regionalen Teilindizes des LIK wird die Preisentwicklung im öffentlichen Verkehr zwischen den jeweiligen Regionen und der Schweiz miteinander verglichen. Bei der Analyse der Preisentwicklung wurde der Zeitraum von 2000 bis 2006 berücksichtigt. Verglichen wurden die Indexpositionen *Öffentliche Transportdienstleistungen auf Schiene und Straße* und *Öffentliche Transportdienstleistungen der Verkehrsverbünde* aus der Warengruppe *Transportdienstleistungen* der Städte Zürich, Genf und Basel.

Die Studie zeigt, dass die Preise der öffentlichen Transportdienstleistungen in Zürich nur um gut 7 Prozent, in Basel dagegen um rund 13 Prozent und in Genf sogar um 27 Prozent gestiegen sind.

Unterschiedliche Preisentwicklungen lassen sich nicht direkt als Unterschiede in den absoluten Preisen interpretieren. Regional unterschiedliche Preisverläufe sind jedoch ein Indiz, dass im Bereich des öffentlichen Verkehrs unterschiedliche Preisniveaus existieren. In der Studie wird am Rande erwähnt, dass eine repräsentative und regelmäßige Erfassung der absoluten Preise mit hohem finanziellen Aufwand verbunden und gemessen am Nutzen der Daten eher teuer sei.

Löhne und Preise 2006

Der weltweite **Preisniveauvergleich** der Bank UBS basiert auf einem Warenkorb mit 122 Gütern und Dienstleistungen, der nach den Verbrauchsgewohnheiten eines westeuropäischen Haushaltes gewichtet wird. Im Bereich des ÖV wurden drei Güter- respektive Dienstleistungsbündel definiert und miteinander verglichen, es sind dies Bus/Tram/Metro, Taxi und Bahn. Grundlage für den Preisvergleich der ersten Dienstleistungsgruppe ist der Preis eines Einzelbillets der öffentlichen Verkehrsbe-

triebe (Bus, Tram oder Metro) für eine Fahrt von 10 km oder mindestens 10 Haltestellen. Grundlage für den Preisvergleich einer Taxifahrt ist der Preis für eine Fahrstrecke von 5 km tagsüber innerhalb des Stadtgebiets, einschließlich Service. Als Grundlage für den Preisvergleich von Eisenbahnfahrten wird eine Einzelfahrt über eine Strecke von 200 km in der 2. Klasse gewählt. Auch wenn die Qualität des Angebotes (Anzahl Destinationen, Häufigkeit der Abfahrten („Fahrplandichte“), Qualität des Rollmaterials) der öffentlichen Verkehrsbetriebe zwischen Genf und Zürich nicht völlig identisch ist, ist trotzdem ein aussagekräftiger Vergleich der Kosten möglich.

Die Untersuchung zeigt erstaunlicherweise zwischen den Städten Genf und Zürich erhebliche Unterschiede: In Genf kostet eine Einzelfahrt im System des Verkehrslandes 1,90 Euro und in Zürich 2,40 Euro, was einer Preisdifferenz von 26 Prozent entspricht. Der standardisierte Taxipreis ist in Zürich mit 18 Euro sogar um 28 Prozent höher als in Genf. Der Preis eines Bahnbillets ist laut Studie in Zürich ebenfalls höher als in Genf, was auf den ersten Blick erstaunt, weil die Schweizerischen Bundesbahnen SBB nicht regional unterschiedliche Tariflisten anwenden. Eine genauere Betrachtung liefert zwei mögliche Erklärungen: In Genf als Grenzstadt zu Frankreich wurden vielleicht auch (günstigere) Fahrten ins Ausland einbezogen und die Hauptverbindung in der Schweiz in der Ost-West-Richtung zwischen Zürich und Bern hat als Besonderheit im Tarifsysteem der SBB einen höheren „Kilometerpreis“.

4.5 Interregionale Preisunterschiede in der Schweiz – Fazit

In 5 von insgesamt 12 Hauptgruppen des standardisierten Warenkorbs ist die Existenz von interregionalen Preisunterschieden theoretisch eher unwahrscheinlich (Tabelle 11). In den vier Hauptgruppen Wohnen/Energie, Gesundheitspflege, Verkehr und Restaurants/Hotels sind regionale Preisunterschiede dagegen theoretisch möglich und für einzelne Güter und Dienstleistungen konnten in der Schweiz Preisunterschiede empirisch bestätigt werden. Für die drei Hauptgruppen Freizeit und Kultur, Erziehung und Unterricht und Sonstige Waren und Dienstleistungen sind Preisunterschiede aus theoretischer Sicht zumindest möglich.

Auf einige Warengruppen soll im Folgenden nochmals kurz eingegangen werden:

- **Wohnen und Energie:** Innerhalb dieser Hauptgruppe konnten für die Warengruppen **Miete, Energie und Gebühren** interregionale Preisunterschiede in der Schweiz festgestellt werden. Die Mieten stellen mit einem Gewicht von rund 19 Prozent am Warenkorb die wichtigste Warengruppe dar und die Mietpreisdifferenzen zwischen den Regionen sind erheblich. Regional unterschiedlich hohe Gebühren sind aufgrund ihres geringen Gewichts im Warenkorb von untergeordneter Bedeutung. Die Preise für Elektrizität, Gas, Holz und Fernwärme

Tabelle 11: Regionale Preisunterschiede in der Schweiz

Hauptgruppe/Warengruppe	Gewicht 2008	Regionale Preisunterschiede in der Schweiz		
		unwahr- scheinlich	theoretisch möglich	empirisch erhärtert
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	11,091	x		
Alkoholische Getränke und Tabak	1,785	x		
Bekleidung und Schuhe	4,434	x		
Wohnen und Energie	25,212			
Miete	18,909		x	x
Laufender Unterhalt der Wohnung	1,045		x	
Gebühren	0,433		x	x
Energie	4,825		x	x
Heizöl	1,991		x	
Hausrat und laufende Haushaltsführung	4,762	x		
Gesundheitspflege	14,467			
Medizinische Erzeugnisse	3,014	x		
Ambulante Dienstleistungen	5,959		x	x
Spitalleistungen	5,494		x	x
Verkehr	11,285			
Automobile, Motor- und Fahrräder	9,263			
Kauf von Automobilen, Motor- und Fahrrädern	4,401	x		
Betrieb und Unterhalt von Personenwagen	4,862	x	x	
Transportdienstleistungen	2,022			
Öff. Transportdienstleistungen auf Schiene und Straße	1,464		x	x
Luftverkehr	0,489	x		
Taxi	0,069		x	x
Nachrichtenübermittlung	2,938	x		
Freizeit und Kultur	10,607		x	
Erziehung und Unterricht	0,674		x	
Restaurants und Hotels	8,142			
Gaststätten	7,288		x	x
Beherbergungen	0,854		x	
Sonstige Waren und Dienstleistungen	4,603		x	

Quelle: Eigene Darstellung.

unterscheiden sich in der Schweiz auf kantonaler und kommunaler Ebene und beeinflussen mit einem Gewicht von rund 3 Prozent am Warenkorb einen interregionalen Preisniveauevergleich signifikant.¹⁰

¹⁰ Interkantonale Preisvergleiche im Bereich der Elektrizität sind auf der Homepage der Preisüberwachung des Eidgenössischen Volkswirtschaftsdepartements (EVD) abrufbar: www.preisueberwacher.admin.ch.

- **Gesundheitspflege:** Innerhalb dieser Hauptgruppe sind für Dienstleistungen der Warengruppen **Ambulante Dienstleistungen** und **Spitalleistungen** interregionale respektive interkantonale Preisunterschiede festzustellen. Laut einer Studie zu Preisen im Gesundheitswesen weichen die Preise für identische Spitalleistungen kantonale bis zu 30 Prozent vom schweizerischen Durchschnitt ab (Schleiniger/Slembeck 2006).
- **Verkehr:** Zumindest bei der Warengruppe **Transportdienstleistungen** bestehen interregionale Preisunterschiede. Die Bedeutung für einen Preisniveauevergleich zwischen Regionen mit einem Gewicht von 2 Prozent am Warenkorb ist aber als eher gering einzuschätzen.
- **Restaurants und Hotels:** Der Vergleich von Durchschnittspreisen für ausgewählte Produkte in Gaststätten zwischen der Stadt Basel und den Städten des Kantons Zürich hat gezeigt, dass erhebliche Preisunterschiede bestehen. Mit einem Gewicht von rund 7 Prozent am Warenkorb sind die Preise in Gaststätten nicht zu vernachlässigen und könnten einen interregionalen Preisniveauevergleich signifikant beeinflussen.

Laut dem Bundesamt für Statistik sind die größten interregionalen beziehungsweise interkantonalen Preisunterschiede in der Schweiz bei den **Mieten**, den **Krankenkassenprämien**, den **Steuern**, der **Elektrizität** und dem **Verkehr** zu verzeichnen. Bei Nahrungsmitteln seien in der Schweiz demgegenüber keine interregionalen Unterschiede festzustellen.

Fazit: In der Schweiz bestehen regional unterschiedliche Preisniveaus. Ein interregionaler Preisvergleich müsste Preise der folgenden Warengruppen berücksichtigen: Mieten, Gebühren, Energie, Ambulante Dienstleistungen, Spitalleistungen, Öffentliche Transportdienstleistungen auf Schiene und Straße, Taxi und Gaststätten. Aufgrund der schlechten Datengrundlage in der Schweiz ist nicht auszuschließen, dass auch in anderen Warengruppen wesentliche interregionale Preisunterschiede bestehen. Ob Steuern und Krankenkassenprämien bei einer Berechnung von regionalen Preisniveauunterschieden mit berücksichtigt oder – wie bei der Berechnung des Konsumentenpreisindex – weggelassen werden, müsste noch untersucht werden.

5 Hedonische Qualitätsbereinigung bei Immobilien

In Kapitel 4 wurden die großen regionalen Preisunterschiede für Mietwohnungen gemäß Mietstrukturerhebung 2003 dargestellt. Wie dort bereits erwähnt, können Wohnungen in einer Stadt nicht ohne Berücksichtigung der Qualität mit gleich großen Wohnungen in einem Dorf ohne Anschluss an den öffentlichen Verkehr

verglichen werden. Bevor also aussagekräftige Vergleiche für Wohnungsmieten zwischen Regionen möglich sind, muss die unterschiedliche Qualität der betrachteten Mietobjekte berücksichtigt werden. Diese Qualitätsbereinigung ist mithilfe von hedonischen Modellen möglich.

Bei einer **hedonischen Preisberechnung** wird ein Gut gedanklich in Qualitätseigenschaften zerlegt und dann mithilfe von multivariaten OLS-Regressionsrechnungen der Einfluss dieser Qualitätsmerkmale auf den Preis ermittelt. So können diejenigen Preisänderungen, die nur auf qualitativen Veränderungen bestimmter Eigenschaften beruhen, von den reinen Preisveränderungen rechnerisch getrennt und eliminiert werden. Bei der hedonischen Bewertung von Liegenschaften wird der Wert eines Objekts aufgrund der **Eigenschaften der Wohnung** wie Größe, Zustand, Ausbaustandard sowie den **Eigenschaften des Standorts** der Wohnung (Umgebung und Infrastruktur wie bspw. öffentliche Verkehrsmittel, Schulen und Einkaufsmöglichkeiten) berechnet.

Zwei aktuelle Schweizer Studien haben auf der Basis der Mietpreis-Strukturerhebung eine hedonische Preismessung bei Mietwohnungen vorgenommen. Wir stellen die verwendeten Variablen der multivariaten Regressionsrechnung und die wichtigsten Ergebnisse kurz dar und begründen im nachfolgenden Abschnitt die Auswahl der Variablen zur Qualitätsbereinigung von Wohnungen im Rahmen eines regionalen Preisniveauvergleichs.

5.1 Hedonische Preisbestimmung von Wohnungsmieten in der Schweiz

5.1.1 Studie der Credit Suisse

Die Publikation „Die Mieten in der Schweiz“ der Credit Suisse (Hasenmaile 2004) basiert auf den Daten der Mietpreis-Strukturerhebung aus dem Jahr 2003 des Bundesamtes für Statistik. Der bereinigte Datensatz enthält knapp 50.000 Beobachtungen (Rohdatensatz: 100.000 Beobachtungen). Um den Einfluss der einzelnen Wohnungseigenschaften auf den Mietpreis messen zu können, wurde eine Ordinary Least Squares (OLS)-Regression durchgeführt. Das Modell wird aus über 120 Charakteristiken der Immobile beschrieben.

Die Einflussfaktoren können in vier Gruppen zusammengefasst werden:

- Eigenschaften des Mietobjekts
- Erweiterte „Eigenschaften“ des Mietobjekts
- Mikrolage
- Makrolage.

Die **Eigenschaften des Mietobjekts** haben einen zentralen Einfluss auf den Preis: Es sind dies hauptsächlich die **Anzahl Zimmer**, die **Wohnungsfläche** und das **Alter der Wohnung**,¹¹ aber auch die Qualität der Innenausstattung, das Stockwerk sowie Garagen- und Parkplatzmöglichkeit.

Als erweiterte „Eigenschaften“ des Mietobjekts werden die **Dauer des Mietverhältnisses** und der **Typ des Wohnungseigentümers** bezeichnet, die beide indirekt mit dem schweizerischen Mietrecht verbunden sind. Die Analyse zeigt, dass die Wohnungsmiete für die exakt gleiche Wohnung stark von der bisherigen Dauer des Mietverhältnisses abhängt. Nach einem 12-jährigen Mietverhältnis ist die Miete um 8,4 Prozent tiefer als für einen Neumieter. Dies ist Folge des schweizerischen Mietrechts: Während eines Mietverhältnisses können die Mieten nur aufgrund der Kostenentwicklung (Hypothekarzins, Kaufkraftsicherung des eingesetzten Eigenkapitals und Kosten als Folge getätigter Investitionen) erhöht werden. Dies führt zu zwei verschiedenen Märkten: dem Angebotsmarkt für neue Mietwohnungen mit Marktpreisen und dem Markt der bestehenden Mietverhältnisse mit durchschnittlich tieferen Preisen. Die Wohnungsmiete in Wohnbaugenossenschaften liegt rund 14 Prozent unter vergleichbaren Wohnungen in Privatbesitz (Rieder 2006: 3 ff.).

Als **Mikrolage** wurden alle Eigenschaften, die sich direkt für ein Mietobjekt bestimmen lassen, bezeichnet. Diese wurden einerseits subjektiv durch Befragung der Mieterinnen und Mieter und mithilfe von geokodierten Indikatoren, wie z. B. der **Anzahl Arbeitsplätze**, welche sich in der Umgebung der Wohnung befinden, bestimmt. Personen sind bereit, mehr für eine Wohnung zu bezahlen, wenn dadurch ein kürzerer Arbeitsweg resultiert. Von großer Bedeutung ist die **eigentliche Lage** einer Wohnung: Wohnungen mit Blick auf einen See sind im Durchschnitt um 2,9 Prozent teurer als vergleichbare Objekte. Weitere relevante Mietpreisfaktoren sind Belastungen durch Lärm, Abgase und Rauch und die Distanz zur nächsten Grundschule.

Als **Makrolage** wurden die Faktoren, die für eine ganze politische Gemeinde Gültigkeit haben, bezeichnet. Für folgende **Gemeindetypen** ergaben sich im Vergleich mit einem Großzentrum deutliche Abweichungen: In touristischen Gemeinden liegen die Mieten 4,8 Prozent höher und in Kleinzentren und industriellen Gemeinden rund 3,5 Prozent tiefer. Als einzelne Faktoren wurden isoliert:

11 Mit zunehmendem Alter sinkt der Mietpreis. Mit Erneuerungen (Renovationen) kann diesem Alterseffekt entgegengewirkt werden. Weil die Mietpreis-Strukturerhebung 2003 auf den Angaben der Mieter/-innen beruht, enthält sie keine verlässlichen Angaben zu ausgeführten Renovationen.

- Die **Steuerbelastung** für natürliche Personen: Steigt der SQI-Steuerindikator¹² um 1 Prozent, sinkt die Miete um 0,15 Prozent. Zwischen den Gemeinden in der Schweiz mit den höchsten und den niedrigsten Steuerbelastungen ergibt sich dadurch ein Mietpreisunterschied von mehr als 16 Prozent.
- Die Höhe der **Haushaltseinkommen**: In einer Gemeinde mit einem um 1 Prozent höheren Haushaltseinkommen pro Kopf sind die Mieten durchschnittlich um 0,18 Prozent höher.
- Die **Verkehrsanbindung**: Eine bessere Erreichbarkeit der Gemeinde führt zu deutlich höheren Mieten.
- Auch die Branchenattraktivität einer Gemeinde als Indikator für die Wirtschaftskraft und für das Wachstumspotenzial sowie die Höhe des Ausländeranteils und die Zusammensetzung der ausländischen Wohnbevölkerung in der Gemeinde haben einen relevanten Einfluss auf die Wohnungsmieten.

5.1.2 Standort-Nutzer-Landwert-Modell von Geiger

Im Rahmen dieses Modells werden drei Größen zueinander in Beziehung gesetzt: die **Standorte**, die **Nutzer** und der **Landwert** (= Wert der Standorte für die Nutzer). Für die Eichung und Aktualisierung des SNL-Modells sind Daten bezüglich der **Eigenschaften** der effektiv im Markt befindlichen **Mietobjekte**, der **Angebotspreise** für Wohnungen (für auf dem Wohnungsmarkt angebotenen verfügbaren Wohnungen) und der effektiv bezahlten **Mietpreise** aller Mietwohnungen notwendig. Die Eigenschaften der **Wohnungen** und die Eigenschaften der **Wohnstandorte** werden vom Büro für Planungstechnik des Autors in Zürich seit 1975 erhoben. Diese Daten werden mit Angaben aus dem Gebäude- und Wohnungsregister des Bundesamtes für Statistik ergänzt. Die Angebotspreise basieren auf den veröffentlichten Vermietungsangeboten und die Preisangaben der bestehenden Mietverhältnisse stammen aus der Stichprobe des Bundesamtes für Statistik zur Berechnung des LIK (rund 5.000 Wohnungen) und der Mietstrukturerhebung (Geiger 2006: 6).

Das Modell baut auf folgenden Überlegungen auf: Die Standorte weisen objektiv messbare Eigenschaften auf und die Nutzer haben bestimmte Anforderungen an die Standorte. Bei Übereinstimmung von Eigenschaft und Anforderung der Nutzer wird für den betreffenden Standort ein Preis bezahlt und ein Nutzer begibt sich auf den Standort. Die Anforderungen der Nutzer sind verschieden, wie auch die Zahlungsbereitschaft für ein gegebenes Objekt. Diese Ausgangssituation

¹² Die Komponente „Steuern für natürliche Personen“ ist Teil des Standortqualitätsindikators (SQI), der durch das Credit Suisse Economic Research berechnet wird (vgl. Hasenmaile 2004).

ist geprägt von Konkurrenz und führt zu räumlichen Verschiebungen der Nutzer, was wiederum die Eigenschaften der Standorte verändert, die ihrerseits die Aktionen der Nutzer neu beeinflussen (Geiger 2006: 4). Geiger geht davon aus, dass die Funktionsweise des Mietwohnungsmarkts sich ausschließlich mithilfe einer hedonischen Betrachtungsweise schlüssig erklären lässt. Mieter sind innerhalb der finanziellen Möglichkeiten für ein Objekt genau so viel zu bezahlen bereit, wie ihnen alle Genüsse des Objekts zusammengezählt wert sind. Jede Eigenschaft eines Objekts bereitet dem Nutzer respektive dem Mieter einen gewissen Nutzen oder eben Genuss (Geiger 2006: 11). Jede Miete widerspiegelt die Zahlungsbereitschaft der Nachfrager für die Eigenschaften der Lage und die Eigenschaften des Mietobjekts. Dies lässt folgenden Schluss zu: Immobilienpreisunterschiede gleichen die Unterschiede in der Qualität der Lage und der Gebäudestruktur aus. Es besteht ein räumliches Gleichgewicht im Markt. Gemäß seiner Theorie gibt es im Mietwohnungsmarkt **keine regionalen Preisunterschiede**, die **nicht auf unterschiedliche Qualitäten** zurückzuführen sind. Die Mieten müssten **nicht** in einen **Preisniveauevergleich** einfließen, da keine reinen Preisunterschiede auszumachen seien.

Auch das SNL-Modell von Geiger kann nicht die gesamte Varianz in den Mietpreisen mit den gewählten Qualitätsmerkmalen erklären: Entweder konnten nicht alle relevanten Variablen ins hedonische Modell aufgenommen werden oder aber es bestehen nicht erklärbare (= reine) Mietpreisunterschiede für „gleiche“ Objekte. Noch wichtiger ist jedoch, welche Variablen des Modells zur Qualitätsbereinigung der Mietobjekte für einen regionalen Preisvergleich überhaupt einbezogen werden sollen und welche nicht.

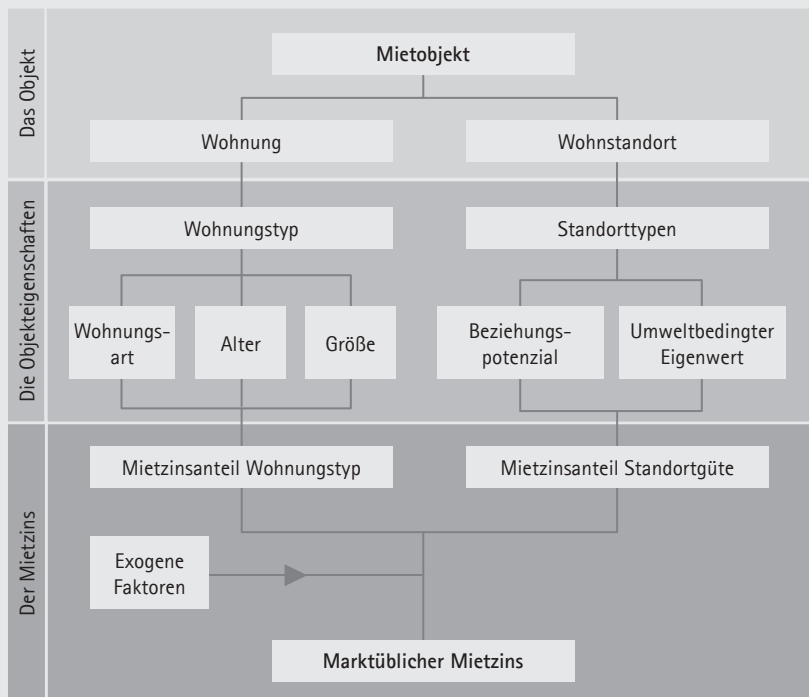
Geiger unterscheidet zwei Kategorien von Objekteigenschaften, nämlich **Wohnung und Wohnstandort** (vgl. Abbildung 3). Zum Wohnungstyp gehören die folgenden Faktoren:

- **Wohnungsart:** Der Wohnungsmarkt (und damit die Mietzinsen) von Spezialwohnungen (Maisonett-Wohnungen (mehrstöckig), Attika-Wohnungen mit Dachterrasse, Lofts) unterscheiden sich fundamental vom Wohnungsmarkt für Normalwohnungen. Dies heißt, dass die Mieten der Spezialwohnungen sinken können und die Mieten der Normalwohnungen steigen und umgekehrt. Ein hedonisches Modell zur Berechnung von Mietpreisen muss demnach diese Charakteristik des Mietwohnungsmarkts berücksichtigen und die Berechnungen separat für Normalwohnungen und Spezialwohnungen durchführen.
- **Wohnungsalter:** In Zusammenhang mit dem Alter einer Wohnung und deren Zustand spielen Renovationen eine wichtige Rolle bei der Preisbestimmung, wobei die Art der Renovation entscheidend ist, ob für den Mieter eine Genuss-

vermehrung stattfindet oder nicht. Grundsätzlich kann zwischen Unterhaltsarbeiten, Renovationen und Totalrenovationen unterschieden werden. Unterhaltsarbeiten erhöhen den Nutzenwert für den Mieter nicht (Beispiel: Ersatz alter Dachrinnen). Leichte Renovationen und Totalrenovationen erhöhen den Genusswert einer Wohnung für den Mieter deutlich.

- **Wohnungsgröße:** Die Wohnungsgröße wird sowohl mit der Zahl der Zimmer und mit der Wohnfläche beschrieben. Zimmerzahl und Fläche werden als separate Quellen hedonischen Nutzens aufgefasst. Dass eine größere Wohnung mehr Nutzen stiftet, ist banal, mehr Zimmer bei gleichbleibender Fläche bieten mehr Möglichkeiten, die vorhandene Fläche verschieden zu nutzen.

Abbildung 3: Funktionsschema des Mietwohnungsmarkts



Quelle: Geiger (2006), eigene Darstellung.

Der Standort einer Wohnung wird durch die Faktoren Beziehungspotenzial und umweltbedingter Eigenwert beschrieben.

- Das **Beziehungspotenzial** eines Standorts ist die Summe der von da aus erreichbaren Masse von Dienstleistungsarbeitsplätzen geteilt durch die zu de-

ren Erreichung nötigen Transportaufwände, gemessen in Transportzeit auf der Straße. Klein ist ein Beziehungspotenzial, wenn die Masse klein und der Transportaufwand groß sind und groß ist ein Beziehungspotenzial, wenn die Masse groß und der Transportaufwand klein sind, also unter anderem direkt bei großen Massen (z. B. direkt bei Stadtzentren), an Hauptverkehrswegen (z. B. an schnellen Verbindungslinien zwischen zwei Zentren) und an Schnittpunkten von Hauptverkehrswegen.

- Der **umweltbedingte Eigenwert** umfasst die Summe aller auf dem betrachteten Standort feststellbaren angenehmen (positiven) und störenden (negativen) Umwelteinflüsse. Die Untersuchungen zeigten, dass sich weniger die effektive Störung auf den Mietpreis auswirkt als vielmehr das Vorhandensein einer potenziellen Störquelle. Als Beispiel für einen störenden objektiv messbaren Einflussfaktor kann die Dichte herangezogen werden. Die **Dichte** ist ein Sammelbegriff für diverse, diffuse **Störquellen**, die auf einen Standort einwirken können (Kindergeschrei, laute Musik, Autolärm etc.). Je höher die Dichte, desto niedriger die Mietzinse. Als Beispiel für messbare positive Umwelteinflüsse kann die Aussicht auf einen See angeführt werden, diese Wirkung auf den Mietzins ist deutlich messbar.

Der marktübliche Mietzins ist die durchschnittliche Miete, die für ein bestimmtes Wohnobjekt einer bestimmten Standortgüte bezahlt wird. Über die Zeit betrachtet, wird die Abhängigkeit der Miete zusätzlich in Abhängigkeit von **exogenen Faktoren** modelliert. Dass heisst, dieselbe Wohnung mit derselben Standortgüte wird von demselben Mieter zu zwei verschiedenen Zeitpunkten etwas anders bewertet. Diese Bewertung variiert vor allem mit der finanziellen Situation des Mieters: Als wichtigsten exogenen Faktor bestimmt Geiger die **Entwicklung des Nominallohns**. Je höher der Lohn der Mieter ausfällt, desto mehr sind sie bereit, für Mietwohnungen auszugeben. Diese steigende Nachfrage basierend auf Lohn-erhöhungen lässt sich vor allem bei den sehr guten Standorten feststellen (Geiger 2006: 9 ff.).

5.2 Relevante Qualitätsmerkmale für einen regionalen Preisvergleich

Die beiden erwähnten Studien zeigen, dass **Wohnungs- und Standortmerkmale** einen bedeutenden Einfluss auf die Höhe des Mietpreises haben. Welche Merkmale im Einzelnen müssen bei einer hedonischen Qualitätsbereinigung von Wohnungen berücksichtigt werden und welche nicht?

In die Qualitätsbereinigung einfließen müssen die folgenden Faktoren:

- **Eigenschaften des Mietobjekts** (Anzahl Zimmer, Wohnungsfläche, Alter der Wohnung, Qualität der Innenausstattung, Stockwerk, Garagen- bzw. Parkplatz und als „erweiterte Eigenschaft“ die Dauer des Mietverhältnisses) bzw. der **Wohnungstyp** im SNL-Modell von Geiger.
- **Eigenschaften der Mikrolage** (Anzahl Arbeitsplätze in der Umgebung, Distanz zur nächsten Grundschule, Lage der Wohnung bezüglich Aussicht und Belastungen durch Lärm, Abgase und Rauch). Im SNL-Modell werden diese Faktoren als Bestandteile des **umweltbedingten Eigenwerts** aufgeführt.
- Die **Verkehrsanbindung** als Teil der Makrolage bzw. im SNL-Modell das **Beziehungspotenzial**.

Nicht in eine Qualitätsbereinigung einfließen, sollen dagegen die folgenden Eigenschaften bzw. Faktoren. Unterschiede in diesen Eigenschaften erklären zwar ebenso unterschiedlich hohe Nutzen für die Nachfrager, sie sind aber nicht direkt mit dem Objekt und/oder seinem Standort verbunden:

- Der **Typ des Wohnungseigentümers** als erweiterte Eigenschaften des Mietobjekts. Falls in einer Region viel mehr Wohnungen im Eigentum von Wohnbaugenossenschaften sind und die Mieten deshalb für ansonsten vergleichbare Wohnungen tiefer sind, soll dieser Preisunterschied in einem Preisniveauvergleich dargestellt werden.
- Die **Makrolage (Gemeindetypen, Steuerbelastung, Höhe der Haushaltseinkommen, Branchenattraktivität der Gemeinde)**, im SNL-Modell wird dies als Teil des **umweltbedingten Eigenwertes** und als **exogene Faktoren** bezeichnet. Falls in einer Region die durchschnittlichen Einkommen höher und die Steuerbelastung tiefer sind, führt dies zu deutlich höheren Mietpreisen für Wohnungen. Das höhere Haushaltseinkommen führt lediglich zu höheren Reservationspreisen für Mietwohnungen (Nachfrage), was jedoch per se nichts über die Qualität des Angebots von Mietwohnungen aussagt. Auch diese Preisunterschiede sollen u. E. in einem Preisniveauvergleich dargestellt werden.

Fazit: Ein aussagekräftiger Preisvergleich von Wohnungsmieten zwischen Regionen ist möglich, erfordert aber ein vorhandenes Modell von hedonischen Preisbestimmungen für Immobilien. Fehlt dieses Modell, ist zur Entwicklung des Modells eine breite Datenbasis notwendig.

6 Schlussfolgerungen für einen interregionalen Preisniveauvergleich in Deutschland

Die Aufbereitung des Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) stützt sich in der Schweiz auf Preise aus 11 Erhebungsregionen ab. Rund die Hälfte der Preise wird bereits heute regional erhoben. Die Datengrundlage für interregionale Preisniveauvergleiche ist also grundsätzlich vorhanden.

Die Methodik und die Datenbasis bei der Berechnung des Verbraucherpreisindex (VPI) in Deutschland scheint uns mit folgenden Unterschieden vergleichbar. In Deutschland fließen Preise aus 188 über das ganze Bundesgebiet verteilten Gemeinden in die Berechnung ein. Der VPI scheint im Vergleich zur Schweiz auf einer regional breiter abgestützten Datenbasis zu beruhen. Die Datenbasis ist mit über 300.000 Einzelpreisen pro Monat rund zehnmal so groß wie in der Schweiz.

Die folgenden Ausführungen basieren auf unseren Untersuchungen in der Schweiz, sie lassen sich aber aus unserer Sicht durchaus auf Deutschland übertragen.

Bevor Detailfragen im Zusammenhang mit einem regionalen Preisniveauvergleich besprochen werden können, müssen drei grundsätzliche Fragen geklärt bzw. beantwortet werden:

- **Größe und die Abgrenzung der Vergleichsregionen:** Die 11 Erhebungsregionen für den LIK wurden so ausgewählt, dass mit einem möglichst kleinen Aufwand ein aussagekräftiger Verbraucherpreisindex für die ganze Schweiz erhoben werden kann. Die Preise von Gütern und Dienstleistungen (mit Ausnahme der Wohnungsmieten und administrierter Preise für Gesundheitspflege und Versicherungen) von rund 40 Prozent der Bevölkerung der Schweiz, die in ländlichen Gebieten wohnen, werden heute nicht erfasst. Für einen interregionalen Preisniveauvergleich müssten zweckmäßige Regionen gebildet werden, die Preiserhebung auch in ländlichen Regionen vorgenommen und die Zahl der Preiserhebungen regional – abhängig von der Anzahl Regionen – erhöht werden.
- **Die Auswahl der einzelnen Güter müsste präzisiert werden:** In den Erhebungsregionen werden heute für das gleiche Produkt zur Indexberechnung (z. B. Rotwein) nicht in allen Regionen die Preise des gleichen Weins (bezüglich Marke und/oder Qualität) erhoben. Für einen intertemporalen Preisvergleich ist dies zweckmäßig, denn es werden jeweils die meistverkauften Artikel in den Regionen erfasst. Eine Flasche Rotwein, die sich in der Region Neuenburg gut verkauft, entspricht weder preislich noch in Bezug auf die Qualität der meistverkauften Einheit in der Region Zürich. Für einen Preisniveauvergleich wäre eine genauere Definition und Qualitätskontrolle unerlässlich (Einhaltung des Identitätsprinzips).

- **Regional unterschiedliche Warenkörbe bzw. Gewichtungen:** Die regionalen Preisindizes der Kantone Genf und Basel-Stadt verwenden den Warenkorb des LIK und die identische Gewichtung. Im Zürcher Städteindex wurde das Gewicht der Wohnungsmieten deutlich erhöht und die Gewichte der übrigen Güter entsprechend reduziert. Für einen Preisentwicklungsvergleich ist dieses Vorgehen zweckmäßig, für einen **interregionalen Preisvergleich** aus zwei Gründen aber **nicht**. Zum einen ist die Datengrundlage aus der Einkommens- und Verbrauchserhebung (EVE) zu schmal, um für mehrere Regionen statistisch genügend verlässliche Warenkörbe definieren zu können, zum andern beeinflussen regional unterschiedliche Güterbündel einen Preisniveauevergleich stark. Uns scheint es deshalb zweckmäßig, für das ganze Land mit einem **einheitlichen Warenkorb mit einheitlicher Gewichtung** zu arbeiten.

In zwei Bereichen stellen sich wichtige Fragen der **Qualitätsbereinigung und der Verbreiterung der Datenbasis**:

- Für einige Dienstleistungen wie beispielsweise **öffentliche Transportdienstleistungen** auf Schiene und Straße und für einzelne Angebote in der Warengruppe **Freizeit und Kultur** müssten regionale **Unterschiede des Angebots** bei einem Preisvergleich mit **berücksichtigt** werden. Je größer das Angebot (z. B. die Anzahl der direkten Verbindungen, die Dichte des Fahrplans) im öffentlichen Verkehr ist, umso höher sind auch der Nutzen für den Nachfrager und seine Bereitschaft für das verbesserte Angebot einen höheren Preis zu bezahlen. Das Gleiche gilt sinngemäß für kulturelle Angebote: Kann ein Nachfrager in einer Stadt auf engem Raum aus zwanzig unterschiedlichen Kino-programmen auswählen, ist sein Nutzen pro Kinobesuch höher zu gewichten, als für einen Nachfrager, der in der nächstgelegenen Kleinstadt zwischen zwei Programmen auswählen kann.
- Die **Kosten für das Wohnen** müssen in einen **interregionalen Preisniveauevergleich einfließen**, denn sie haben ein zu großes Gewicht (rund 20 %), als dass sie in einem interregionalen Preisniveauevergleich vernachlässigt werden könnten. Zudem bestehen gerade bei den Wohnkosten deutliche interregionale Preisunterschiede. Für die Schweiz bedeutet dies aber, dass nicht nur die **Kosten des Wohnens der Mieterhaushalte** (rund 65 % der Haushalte), sondern auch die **Kosten des Wohnens für Haushalte im Eigenheim** (Kosten des selbstgenutzten Wohneigentums) periodisch erfasst werden müssten.
- Die **Kosten des Wohnens** müssen in einem **interregionalen Preisniveauevergleich unbedingt qualitätsbereinigt** werden. Die heutige Qualitätsbereinigung der Mieten in der Schweiz im Rahmen des LIK erfolgt mithilfe einer Wohnungsmatrix respektive der Ex-post-Schichtung der Mietpreise nach Alter

und Größe der Mietobjekte. Der große **Nachteil** dieser Methode besteht darin, dass mietpreisrelevante Qualitätsmerkmale wie z. B. der Standort eines Mietobjekts vernachlässigt werden. Das gewählte Vorgehen ist für einen Preisindex vertretbar, führt aber bei einem interregionalen Preisniveauvergleich zu massiven Ungenauigkeiten. Denn die Qualität eines Mietobjekts hängt ganz wesentlich vom **Standort eines Mietobjekts** ab. Mit einer **hedonischen Preisbestimmung** der Wohnungsmieten könnten jene mietpreisrelevanten Wohnungsmerkmale in Bezug auf die Qualität kontrolliert werden, die in einen interregionalen Preisniveauvergleich nicht einfließen sollen. Diese Faktoren umfassen die **Eigenschaften der Wohnung** selbst, die **Mikrolage** (Aussicht, Lärmbelastung etc.) und die **Verkehrsanbindung** (z. B. die Anzahl Arbeitsplätze in der Umgebung, die Distanz zur nächsten Schule oder im SNL-Modell das „Beziehungspotenzial“ als ein Teil der Makrolage). Die effektiv bezahlten Mietpreise werden dadurch standardisiert und zwischen Regionen vergleichbar. Als Ergebnis werden Mietpreisunterschiede zwischen Regionen sichtbar, die auf regionale Unterschiede im Wohnungsangebot und der Wohnungsnachfrage oder auf unterschiedliche Haushaltseinkommen pro Kopf und/oder auf unterschiedliche hohe Steuerbelastungen zurückzuführen sind. Für einen regionalen Mietpreisvergleich müsste die vierteljährliche Mietpreiserhebung sowohl qualitativ wie auch quantitativ ausgebaut werden

Ein **Preisniveauvergleich zwischen Regionen** wäre für die Schweiz mit einigen Anpassungen und Ergänzungen der bestehenden Preisstatistik **möglich und sinnvoll**. In der Schweiz scheint der politische Wille für diesen Schritt derzeit nicht vorhanden. Falls sich dies ändern sollte, kann ein interregionaler Preisniveauvergleich nach unseren Schätzungen mit vertretbaren Zusatzkosten durchgeführt werden.

Wir sind überzeugt, dass die vorliegende Studie für die konkrete Fragestellung in Deutschland Denkanstöße und Anregungen liefern kann.

7 Literatur

- Annaheim, Martin (2006): Zürcher Städteindex der Konsumentenpreise im Jahr 2005, Statistik Stadt Zürich.
- BFS Bundesamt für Statistik (2007a): Landesindex der Konsumentenpreise (Dezember 2005 = 100). Methodische Grundlagen, Neuchâtel.
- BFS Bundesamt für Statistik (2007b): Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Detailergebnisse, Neuchâtel.
- BFS Bundesamt für Statistik (2008): Der Landesindex der Konsumentenpreise. Gewichtung 2008, Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (Sektion Preise): <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/05.html>, Stand: 29. September 2008.
- Enquete-Kommission (2002): Globalisierung der Weltwirtschaft – Herausforderungen und Antworten. Deutscher Bundestag 14. Wahlperiode, 2002.
- Geiger, Martin (2006): Der Mietwohnungsmarkt. Analyse von Ursachen und Wirkung im größten Markt der Schweiz, Band 77 Schriftenreihe Wohnungswesen, Bundesamt für Wohnungswesen, Grenchen.
- Hasenmaile, Fredy (2004): Standortqualität: Mehr als ein Schlagwort, Credit Suisse Spotlight, Zürich.
- INFRAS (2007): Preisentwicklung im Verkehr in Zürich, Zürich.
- OCSTAT Office cantonal de la statistique (2006): Etudes et documents, Indice genevois des prix à la consommation (décembre 2005 = 100), Genève.
- Rieder, Thomas (2006): Die Mieten in der Schweiz. Credit Suisse Economic Research, Zürich.
- Schleiniger, R. und Slembeck, T. (2006): Kantonale Preis- und Mengenindizes der OKP – Grundleistungen, Studie im Auftrag von Santésuisse, Arbeitspapier, Zentrum für Wirtschaftspolitik, Zürcher Hochschule Winterthur.
- Statistik Stadt Zürich (2007): Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich. Preise und Index, Statistik Stadt Zürich.
- Statistisches Amt der Stadt Basel (Sektion Preise): <http://www.statistik-bs.ch/themen/05/0806>, Stand: 29. September 2008.
- Statistisches Amt der Stadt Zürich (Sektion Preise): http://www.stadtzuerich.ch/internet/stat/home/themen/Preise_und_Index.html, Stand: 29. September 2008.
- Statistisches Amt des Kantons Genf: <http://www.ge.ch/statistique/welcome.asp>, Stand: 29. September 2008.
- Statistisches Bundesamt Deutschland: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/abisz/VPI,templateld=renderPrint.psml>, Stand: 29. September 2008.
- UBS (2006): Preis und Löhne. Ein Kaufkraftvergleich rund um die Welt, Zürich.

8 Anhang

Tabelle A1: Wohnungsmiete und Energie (Hauptgruppe 4 des LIK), 2007/2008

Warengruppe und Indexposition	2007	2008
Miete	19,871	18,909
Wohnungsmiete	19,083	18,184
Garagen- und Parkplatzmiete	0,788	0,725
Laufender Unterhalt der Wohnung	0,549	1,045
Material für Instandhaltung und Reparatur der Wohnung	0,056	0,203
Dienstleistungen für die Instandhaltung und Reparatur der Wohnung	0,493	0,842
Gebühren	0,424	0,433
Energie	4,604	4,825
Gas	0,740	0,622
Gas, Verbrauchstyp II	0,143	0,119
Gas, Verbrauchstyp III	0,151	0,124
Gas, Verbrauchstyp IV	0,205	0,174
Gas, Verbrauchstyp V	0,241	0,205
Elektrizität	1,961	2,005
Elektrizität, Verbrauchstyp I	0,343	0,350
Elektrizität, Verbrauchstyp II	0,389	0,396
Elektrizität, Verbrauchstyp III	0,122	0,190
Elektrizität, Verbrauchstyp IV	0,306	0,246
Elektrizität, Verbrauchstyp V	0,314	0,343
Elektrizität, Verbrauchstyp VI	0,254	0,232
Elektrizität, Verbrauchstyp VII	0,233	0,248
Heizöl	1,715	1,991
Fernwärme	0,093	0,103
Holz	0,095	0,104
Wohnungsmiete und Energie	25,448	25,212
Quelle: BFS (2008), eigene Darstellung.		

Tabelle A2: Verkehr (Hauptgruppe 7 des LIK), 2007/2008

Warengruppe und Indexposition	2007	2008
Automobile, Motor- und Fahrräder	8,866	9,263
Kauf von Automobilen, Motor- und Fahrrädern	4,287	4,401
Neue Automobile	3,034	3,089
Occasions-Automobile	0,931	1,007
Motorräder	0,148	0,123
Fahrräder	0,174	0,182
Betrieb und Unterhalt von Personenwagen	4,579	4,862
Ersatzteile und Zubehör	0,346	0,376
Ersatzteile	0,193	0,078
Pneus und Zubehör	0,153	0,298
Treibstoff	2,954	2,695
Benzin	2,667	2,348
Diesel	0,287	0,347
Service- und Reparaturarbeiten	0,727	1,300
Sonstige Dienstleistungen für Individualverkehr	0,552	0,491
Transportdienstleistungen	1,930	2,022
Öffentliche Transportdienstleistungen auf Schiene und Straße	1,376	1,464
Öffentlicher Verkehr: direkter Verkehr	0,899	0,985
Öffentlicher Verkehr: Verkehrsverbunde	0,477	0,479
Luftverkehr	0,488	0,489
Taxi	0,066	0,069
Verkehr	10,796	11,285
Quelle: BFS (2008), eigene Darstellung.		

Die Bestimmung regionaler Preisindizes – das Beispiel Österreich*

Expertise im Rahmen des Projekts „Weißer Fleck“
Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?
des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

Georg Götz, Thomas Krauskopf, Peter Winker
Justus-Liebig-Universität Gießen

* Eine überarbeitete Version dieses Artikels erscheint in der Fachzeitschrift *ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	357
2	Methodische Grundlagen regionaler Preisindizes.....	359
2.1	Paasche, Laspeyres und Fisher-Preisindex in räumlicher Interpretation.....	360
2.2	Der Verbraucherpreisindex.....	362
2.3	Die Preismesszahl	363
3	Preisindizes in Österreich	364
3.1	Methodische Vorgehensweise.....	365
3.1.1	Der nationale und die regionalen Warenkörbe	365
3.1.2	Die Ermittlung der regionalen Preise	366
3.1.3	Berechnung des Preisindex für die Bundesländer	368
3.2	Regionale Preisindizes für die österreichischen Bundesländer: Ergebnisse	370
3.3	Regionale Preisindizes für die österreichischen Bezirke: Berechnung und Ergebnisse	371
3.4	Preisniveaus in den steirischen Bezirken	372
4	Statistisch-ökonomische Evaluierung der OGM-Studien.....	373
4.1	Minimierung der Varianz des Preisindex.....	373
4.1.1	Methodenbeschreibung	373
4.1.2	Varianzminimierung für ausgewählte Indexpositionen	376
4.2	Minimierung des Erhebungsumfangs.....	380
4.2.1	Methodenbeschreibung	380
4.2.2	Minimierung des Erhebungsumfangs für ausgewählte Indexpositionen.....	380
4.2.3	Schlussfolgerungen für die Minimierungsprobleme.....	381
4.3	Überprüfung der Indexpositionen auf Relevanz	381
4.3.1	Methodenbeschreibung	381
4.3.1.1	Minimierung einer Zielfunktion.....	382

4.3.1.2	Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten für alternative Preisindexschätzer	383
4.3.2	Umsetzung für die Steiermark	385
4.3.2.1	Minimierung einer Zielfunktion	385
4.3.2.2	Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten	386
4.3.3	Schlussfolgerung	389
5	Zusammenfassung und Ausblick	390
6	Literatur	391

1 Einleitung

Im Jahr 2004 hat die OGM Österreichische Gesellschaft für Marketing (www.ogm.at) im Auftrag mehrerer österreichischer Bundesländer zusammen mit Statistik Austria in der Studie „Preisbereinigte Kaufkraft – Die Einkommen unter Berücksichtigung der regionalen Preisniveaus“ einen Vergleich der regionalen Kaufkraft durchgeführt. Grundlage dieser Bestimmung der Realeinkommen waren regionale Preisindizes auf Ebene der einzelnen Bundesländer, die für die Zwecke dieser Studie ermittelt wurden. Die Studie wurde im Jahr 2005 von OGM fortgeschrieben. Nachdem Statistik Austria für diese Fortschreibung nicht zur Verfügung stand, wurde Professor Georg Götz als wissenschaftlicher Berater in Bezug auf Konzeption und Durchführung der Studie hinzugezogen. Auf Basis der Vorgängerstudie und unter Verwendung zusätzlich erhobener Daten wurden in der Studie aus dem Jahr 2005 auch Hochrechnungen für die Preisindizes auf Ebene der 121 österreichischen Bezirke durchgeführt. Daneben wurde in diesem Jahr auf Basis einer umfangreichen Datenerhebung eine detaillierte Analyse des Preisniveaus in den Bezirken des Bundeslandes Steiermark vorgenommen. Für die Zwecke der Studie wurden etwa 6.000 Preise von Gütern ermittelt, die typischerweise regionale Preisunterschiede aufweisen. Daneben wurde auf (VPI-)Daten von Statistik Austria sowie von anderen, kommerziellen Anbietern zurückgegriffen.

Die OGM-Studien weisen teils beträchtliche regionale Preisunterschiede aus. Um diese zu bestimmen, wurde zunächst der österreichische Warenkorb in zwei Teilwarenkörbe aufgeteilt, von denen der erste nur solche Güter beinhaltet, die für ganz Österreich als im Preis konstant angesehen werden können, und der zweite solche Güter umfasst, die für verschiedene Regionen Österreichs im Preis schwanken. Dieser zweite Warenkorb, der auch als Warenkorb der regional relevanten Güter bezeichnet werden kann, macht ungefähr einen Anteil von 30 Prozent des Gesamtwarenkorbs aus.

Teilweise ergeben sich zwischen einzelnen Bundesländern (namentlich Salzburg und Kärnten) Preisindexunterschiede von bis zu sieben Indexpunkten. Bezogen auf den regional relevanten Warenkorb sind dies durchschnittliche Preisunterschiede von bis zu 21 Prozent.

Die vorliegende Arbeit hat zwei Schwerpunkte. Zum einen beschreibt sie die methodische Vorgehensweise, die Datenbasis und die Ergebnisse der oben angeführten Studien. Das Augenmerk liegt dabei vor allem auf den Studien aus dem Jahr 2005. In einem zweiten, konzeptionellen Schwerpunkt wird der in den Studien gewählte Ansatz mit dem Ziel evaluiert, Schlussfolgerungen für die zukünftige Bestimmung regionaler Preisindizes abzuleiten. Die Arbeit bedient sich dabei verschiedener Vorgehensweisen: So wird anhand der detaillierten Steiermark-Daten die Varianz des

regionalen Preisindexes für alternative Aufteilungen des Gesamterhebungsumfangs minimiert. Daneben wird für eine vorgegebene Varianz der Gesamterhebungsumfang minimiert. Die Varianz der regionalen Preisindizes ist ein Maß für die Qualität der Analyse. Sie erlaubt eine Einschätzung der Aussagekraft regional unterschiedlicher Preisindizes, die ihrerseits ja lediglich Mittelwerte sind. Das erste der beiden beschriebenen Verfahren liefert ein maximales Qualitätsniveau bei vorgegebenen Kosten. Bezogen auf die OGM-Studien bedeutet dies zum Beispiel, dass man durch eine andere Verteilung der 30 Erhebungen aus dem Bereich Restaurants und Bäckereien die Qualität hätte erhöhen können. Statt wie geschehen 13 Restaurants und 17 Bäckereien zu befragen, hätte man die Varianz – gegeben die 30 Erhebungen – minimieren können, indem man 17 Restaurants und nur 13 Bäckereien befragt hätte. Das zweite Verfahren lässt entsprechend Schlussfolgerungen dahingehend zu, wie man ein gegebenes Qualitätsniveau durch die –optimierte – Auswahl der zu erhebenden Produkte zu minimalen Kosten erreichen kann. Hier zeigt sich zum Beispiel, dass bei optimaler Aufteilung der Erhebungen die oben angeführte Zahl von 30 Erhebungen auf 28 Erhebungen reduziert werden kann, ohne die Varianz zu verändern.

In einem weiteren Schritt beantwortet dieser Aufsatz die Frage, wie stark sich die Qualität der Preisindizes verändert, wenn man die Zahl der berücksichtigten Güter verringert. In gewisser Weise wird die Frage beantwortet, ob alle im Warenkorb berücksichtigten Güter „notwendig“ sind, um belastbare Ergebnisse zu erhalten. Dabei wird auch wieder die Frage nach den Gütern aufgeworfen, die erfasst werden sollten. Formal werden hier in einem Minimierungsverfahren Güterbündel als Teilwarenkörbe identifiziert, die Preisindexschätzer liefern, die nahe an den Resultaten des umfassenden Warenkorbes liegen. Komplementär dazu wird auch untersucht, welchen Erklärungsgehalt ausgewählte Güterbündel im Hinblick auf den Preisindex des ursprünglichen regionalen Warenkorbes haben. Hier zeigt sich zum Beispiel, dass ein aus nur sechs Gütern aus den Bereichen Wohnen und Kraftstoffe bestehender Warenkorb 80 Prozent der Varianz eines 70 Güter umfassenden Warenkorbes erklären kann. Eine Vier-Güter-Kombination aus Wohnungsmieten, fiktiven Mieten und Betriebskosten für Mietobjekte und Eigentümerwohnungen kann sogar mehr als 95 Prozent der Varianz erklären. Ein wichtiges Ergebnis betrifft die Bedeutung der Mieten und der Preise für selbstgenutztes Eigentum für das regionale Preisniveau. Diese beiden Kategorien erklären die Varianz zu mehr als 80 Prozent, während die übrigen 68 Güter des 70 Güter umfassenden Warenkorbes die Varianz des letzteren zu weniger als 50 Prozent erklären, obwohl sie ein um mehr als ein Drittel höheres Gewicht im Warenkorb aufweisen.

Der Hauptteil dieses Aufsatzes ist wie folgt aufgebaut. Im zweiten Kapitel werden einige methodische Grundlagen im Hinblick auf die hier relevante Frage-

stellung der regionalen Preisindexbildung vorgestellt. Kapitel 3 beschreibt detailliert die Vorgehensweise der OGM-Studien. In Kapitel 4 werden die statistischen Analysen zur Evaluierung der Studien präsentiert. Der Aufsatz schließt mit einigen Schlussfolgerungen insbesondere im Hinblick auf eine Übertragbarkeit der Methoden auf entsprechende Studien in Deutschland.

2 Methodische Grundlagen regionaler Preisindizes

Die Vorgehensweise bei der Bestimmung regionaler Preisindizes entspricht grundsätzlich derjenigen bei der Vorgehensweise zur Berechnung von Preisindizes für intertemporale Vergleiche (Inflationsmessung). Es wird ein Warenkorb definiert und mit den entsprechenden Preisen bewertet. Während beim intertemporalen Vergleich vor allem Probleme hinsichtlich der Veränderung von Gütern im Zeitablauf auftreten, ist im regionalen Vergleich sicherzustellen, dass die betrachteten Güter über die Regionen hinweg identisch bzw. vergleichbar sind. Es gibt hier im Gefolge der Diskussion über internationale Kaufkraftparitäten eine große wissenschaftliche Diskussion über die Bedeutung von Repräsentativität und Vergleichbarkeit von Gütern auch für regionale Preisvergleiche.¹ In diesem Zusammenhang wird auch diskutiert, inwieweit für die Zwecke der Bestimmung des Verbraucherpreisindexes erhobene Daten für regionale Preisvergleiche verwendbar sind.

Es ist hier nicht der Ort, weiter auf diese theoretische Diskussion einzugehen. Es geht vielmehr um die Frage, wie die sich daraus ergebenden Probleme in den österreichischen Studien behandelt bzw. gelöst wurden. Hier ist zunächst festzuhalten, dass Statistik Austria dort, wo VPI-Daten verwendet wurden, die Vergleichbarkeit über Qualitätsanpassungen durch Auswertung von in den Erhebungen enthaltenen Zusatzinformationen sichergestellt hat.

Wie in der Diskussion des „regional relevanten Warenkorbs“ unten aufgezeigt wird, ist zudem vor allem bei Dienstleistungen und bei traditionellen „nicht-handelbaren“ Gütern wie Wohnen mit erheblichen regionalen Preisdifferenzen zu rechnen. Diese Güter entziehen sich einerseits einem einfachen Vergleich: Ist die Qualität einer Zwei-Zimmer-Wohnung am Wiener Stephansdom im ersten Wiener Gemeindebezirk mit einer Wohnung gleicher Größe und Ausstattung in der steirischen Kleinstadt Fürstenfeld vergleichbar?

Andererseits gilt zumindest für ein kleines, relativ homogenes Land wie Österreich, dass Dienstleistungen wie das sprichwörtliche „Wiener Schnitzel“, aber auch ein Standard-Herrenhaarschnitt wohldefinierte und vergleichbare Güter sind. Bei diesen Gütern ist davon auszugehen, dass vor allem auch aufgrund des Wirkens des

¹ Siehe dazu aktuell Biggeri et al. (2008), De Carli (2008) sowie Wingfield et al. (2005).

Konkurrenzmechanismus intraregionale Preisdifferenzen zu einem hohen Maß auf Qualitätsunterschiede zurückzuführen sind. In diesem Fall wären auch bei hoher intraregionaler Varianz interregionale Vergleiche aussagekräftig. Dies gilt jedenfalls, wenn die Varianzen in der gleichen Größenordnung liegen. Dies gilt aber auch, wenn sich die Varianzen unterscheiden, weil zum Beispiel in einer Region nur niedrige Qualitäten angeboten werden.

Der Fall ist hier ähnlich gelagert wie derjenige der oben erwähnten Zweizimmer-Wohnung. Es liegen Qualitätsunterschiede vor, diese sind aber gleichzeitig Unterschiede in den Lebenshaltungskosten des durchschnittlichen Haushalts. Anders als wenn man sich zum Beispiel die Frage nach dem Existenzminimum in den verschiedenen Regionen stellt, geht es bei der Bestimmung der regionalen Preisindizes, wie sie hier verstanden wird, um die Bestimmung der Kosten für das „typische“ Güterbündel eines Haushalts. Es geht in diesem Fall auch um mögliche Unterschiede in den regionalen Präferenzen. Erfasst werden derartige Unterschiede im Paasche-Preisindex, den wir im nächsten Abschnitt in Abgrenzung zum Laspeyres-Index diskutieren.

2.1 Paasche, Laspeyres und Fisher-Preisindex in räumlicher Interpretation

In den OGM-Studien werden drei verschiedene Preisindizes bestimmt, ein Paasche-, ein Laspeyres- und als Hybrid ein Fisher-Index. Anders als in der bei der Inflationsmessung üblichen Längsschnittbetrachtung,² liegt hier der Fokus auf einer Querschnittsbetrachtung. So äußert sich der Paasche-Charakter des Preisindex hier nicht über die Veränderung des Warenkorbs im Zeitablauf, sondern über die unterschiedliche Gewichtung der Güter des Warenkorbs zwischen den einzelnen Bundesländern. Rechtfertigung für dieses Vorgehen ist an dieser Stelle das Interesse, dass die unterschiedlichen Präferenzen der Konsumenten in den einzelnen Bundesländern abgebildet werden sollen. Man trägt hier der Tatsache Rechnung, dass sich die Konsumgewohnheiten in unterschiedlichen Regionen nicht nur aufgrund von Preisunterschieden, sondern gerade wegen unterschiedlicher Präferenzen teils erheblich unterscheiden. Der Paasche-Preisindex nimmt in diesem Fall folgende Form an:³

² Siehe hierzu ausführlich von der Lippe (2007).

³ Siehe hierzu auch die analoge Vorgehensweise und Definition in Wingfield et al. (2005). Der Paasche-Index entspricht in der Terminologie von Wingfield et al. dem Warenkorb mit „regional weights“. Unser Laspeyres-Index entspricht dem Warenkorb mit „national weights“. Der Fisher-Index wird in gleicher Bedeutung in Wingfield et al. verwendet.

$$P_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ib} q_{ib}}{\sum_{i=1}^n p_{ig} q_{ib}}$$

Im Zähler findet man die Summe aller gewichteten Güterpreise zu Preisen des Bundeslands b (p_{ib}) mit Gewichten von Bundesland b (q_{ib}), während im Nenner die Preise des Gesamtstaates g (p_{ig}) mit den Gewichten von Bundesland b stehen. Ein Paasche-Preisindex in Bundesland b von z. B. 105 Prozent gibt an, dass der bundeslandspezifische Warenkorb im Bundesland b 105 Prozent kostet, während man mit österreichischen Durchschnittspreisen nur 100 Prozent hätte zahlen müssen. Er beantwortet also folgende Frage: „Wie viel bezahlt die durchschnittliche Vorarlbergerin für ihren Warenkorb in Vorarlberg im Vergleich zu dem was sie bei österreichischen Durchschnittspreisen bezahlen müsste?“ (vgl. OGM 2005: 26).

Von einem Laspeyres-Index wird im Rahmen der Studie gesprochen, wenn die Grundlage ein national konstanter Warenkorb darstellt. Diese Konstanz des nationalen Warenkorbs ist damit das entscheidende Charakteristikum. In diesem Fall hält man den Warenkorb nicht über die Zeit, sondern über die Bundesländer konstant. Er nimmt hier folgende Form an:

$$L_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ib} q_{ig}}{\sum_{i=1}^n p_{ig} q_{ig}}$$

Im Zähler findet man die Summe aller gewichteten Güterpreise zu Preisen des Bundeslands b (p_{ib}) mit Gewichten des Gesamtstaates g (q_{ig}), während im Nenner die Preise des Gesamtstaates g (p_{ig}) mit den Gewichten des Gesamtstaates g stehen. Ein Laspeyres-Index von z. B. 103 Prozent gibt an, dass der nationale Warenkorb, also der Warenkorb eines Durchschnittsösterreicherers oder einer Durchschnittsösterreicherin in einem bestimmten Bundesland b teurer ist, als im Landesschnitt. Es werden also nur die Preisunterschiede erfasst, die sich bei identischem Einkaufsverhalten ergeben würden.⁴ Mit dem Laspeyres-Index lässt sich also folgende Frage beantworten: „Wie teuer ist der Warenkorb des durchschnittlichen Österreicherers, wenn er ihn in Vorarlberg kauft?“ (vgl. OGM 2005: 26).

Da ein Interesse besteht, die regionalen Konsumgewohnheiten in Form unterschiedlicher Präferenzen zu berücksichtigen, aber auch die Vergleichbarkeit der regionalen Indexzahlen zu gewährleisten, wird ein dritter Index gebildet. Durch die Konstruktion eines Fisher-Preisindex berücksichtigt man regionale Verhaltens-

⁴ Hier sind natürlich die obigen Anmerkungen zur regionalen Vergleichbarkeit der Güter mitzubedenken.

unterschiede bei weitgehender Vergleichbarkeit der regionalen Indexzahlen. Er ist definiert als das geometrische Mittel aus Laspeyres- und Paasche-Preisindex (vgl. OGM 2005: 26):

$$F_p = \sqrt{P_p \cdot L_p}$$

Der Fisher-Preisindex ist inhaltlich gesehen ein Kompromiss zwischen den beiden Preisindizes, der den reinen Preisvergleich mit regionalen Besonderheiten in Einklang bringen soll. So wird beispielsweise berücksichtigt, dass der typische Burgenländer von hohen Kosten für selbstgenutztes Wohnen stärker betroffen ist als der Durchschnittsösterreicher. Auf der anderen Seite wird jedoch durch das Laspeyres-Element des Fisher-Preisindex berücksichtigt, dass diese höhere Zusatzlast „selbst gewählt“ ist, da eine höhere Präferenz für dieses Gut besteht. Es wird hier also ein Kompromiss zwischen der Vergleichbarkeit der einzelnen Bundesländer und dem Eingehen auf bundeslandspezifische Präferenzen gemacht (vgl. OGM 2005:26).

2.2 Der Verbraucherpreisindex

Im Folgenden soll ein kurzer Überblick über die Methodik des österreichischen Verbraucherpreisindex gegeben werden, da er eine wesentliche Grundlage der analysierten Studie darstellt.

Der Verbraucherpreisindex (VPI) misst die Veränderung der Preise über die Zeit auf Konsumentenstufe und zählt zu den wichtigsten Indikatoren für Wirtschaft und Währung. Insgesamt werden monatlich 40.000 Preise in etwa 4.000 Geschäften erhoben. Genauigkeit soll beim VPI durch die Repräsentativität der Preiserhebung, die Genauigkeit der Berechnung auf den verschiedenen Aggregationsstufen, die Identifizierung und Bereinigung von Qualitätsänderungen (= rechnerisches Herstellen der Vergleichbarkeit) und die Aktualität der Gewichtung hergestellt werden. Dazu werden monatlich die Preise von 790 als repräsentativ betrachtete Produkte erhoben. Alle fünf Jahre wird dieser Warenkorb aktualisiert, während die einzelnen Sorten jedoch permanent repräsentativ gehalten werden (vgl. Statistik Austria 2006: 3).

Hinsichtlich des Messkonzeptes ist der VPI als Laspeyres-Index ein reiner Preisindex, der ausschließlich die Veränderungen der Preise umfasst. Substitutionseffekte oder Veränderungen in der Zusammensetzung werden außer Acht gelassen. Konkret umgesetzt wird dieses Konzept mit einem Kettenindex. Dies bedeutet, dass grundsätzlich der Charakter eines Laspeyres-Index erhalten bleibt, da der Warenkorb sich auf ein Basisjahr (aktuell 2005) bezieht, sich die Gewichte in den einzelnen Jahren jedoch ändern. Dies hat allerdings den entscheidenden Vorteil, dass keine nachträglichen Änderungen von bereits veröffentlichten Indizes mehr nötig sind. Durch die laufende Überprüfung erfordert die Verwendung dieses Kettenindex

allerdings einen erheblich größeren Programmieraufwand sowie hohe Kosten für die laufende Wartung (vgl. Statistik Austria 2006: 4 f.).

Die Preise verschiedener Produkte werden bei den einzelnen Erhebungseinheiten (z. B. Geschäfte) erhoben. Dazu wählt man ein bis zwei umsatzstarke Sorten aus, die repräsentativ sein sollen (vgl. Statistik Austria 2006: 6). Zielsetzung des Konzepts des VPI ist die Abbildung der Preisentwicklung aller Ausgaben der inländischen Haushalte im Inland (vgl. Statistik Austria 2006: 6).

Der Warenkorb, also die Summe aller Indexpositionen stellt den Erfassungsbe- reich des VPI dar. Natürlich gibt es bei der Auswahl der verschiedenen Güter und Dienstleistungen (= Indexposition) ein Optimierungsproblem. Um eine möglichst hohe Genauigkeit zu erreichen, ist es sinnvoll, möglichst viele Güter und Dienstleistungen einzubeziehen. Auf der anderen Seite ist es aber nicht sinnvoll bzw. nicht möglich, alle Güter und Dienstleistungen einzubeziehen, da dies einen unverhältnismäßigen Kostenaufwand darstellen würde. Daher werden nur Güter und Dienstleistungen einbezogen, die mindestens einen Anteil von 0,1 Prozent an den gesamten Konsumausgaben eines Durchschnittsösterreichers ausmachen.

Der Warenkorb ist strukturiert nach der internationalen COICOP-Klassifikation (COICOP = Classification of Individual Consumption by Purpose). Mithilfe dieser COICOP-Klassifikation findet eine hierarchische Gliederung der Güter und Dienstleistungen nach dem Verwendungszweck statt. Dazu werden 12 Hauptgruppen vorgegeben, die in 40 Warengruppen strukturiert sind. Diese wiederum werden in 106 Klassen eingeteilt. Diese international einheitliche Gliederung wird durch eine national differierende Gliederung ergänzt, die den nationalen Verbrauchsgewohnheiten entspricht. Diese unterste Gliederungsebene (auch COICOP 5-Steller genannt) stellen nun die sogenannten Indexpositionen dar. Unterhalb dieser Ebene findet keine weitere Untergliederung statt (vgl. Statistik Austria 2006: 6).

2.3 Die Preismesszahl

Eine wichtige Frage bei der Bestimmung der Preisindizes betrifft die Aggregation der einzelnen Erhebungsdaten. Hierbei wurde auf das Konzept der Preismesszahl zurückgegriffen. Eine Preismesszahl basiert zunächst auf einer konkreten Erhebung eines Preises an einem bestimmten Ort, wie z. B. der Preis für Gut i im Bundesland m in Bezirk b bei der Erhebungseinheit n ($p_i^{m,b,n}$). Mithilfe dieses Preises lässt sich nun die Preismesszahl $P_i^{m,b,n}$ als Relation dieses speziellen Preises und eines Durchschnittspreises für das ganze Land (p_i) bilden. Es gilt also (vgl. von der Lippe 2007: 11):

$$P_i^{m,b,n} = \frac{p_i^{m,b,n}}{p_i}$$

Diese Preismesszahl ist nicht aggregiert, sondern bezieht sich nur auf eine einzelne Erhebungseinheit. Um eine Preismesszahl eines bestimmten Gutes für einen ganzen Bezirk oder ein ganzes Bundesland zu ermitteln, ist eine Aggregation notwendig. Analog zum Vorgehen in Wingfield et al. (2005) wurden die Preismesszahlen für die einzelnen Bezirke als arithmetisches Mittel der einzelnen Preismesszahlen für die jeweiligen Erhebungseinheiten ermittelt:

$$P_i^{m,b} = \frac{P_i^{m,b,1} + P_i^{m,b,2} + \dots + P_i^{m,b,n}}{n}$$

In obiger Formel wurde eine Gleichgewichtung der einzelnen Preismesszahlen unterstellt. Tatsächlich wurden in Fällen, in denen eine Unterscheidung nach ländlichen und städtischen Erhebungsorten verfügbar war, mit der Anzahl der Haushalte gewichtete Durchschnitte der zwei Typen gebildet. Analog wurde bei der Bestimmung der Preismesszahl auf Ebene der Bundesländer vorgegangen.

Eine Preismesszahl gibt das Preisniveau in einem begrenzten Gebiet für ein Gut oder eine Dienstleistung, also eine Indexposition, an. Allerdings kann es auch das Preisniveau einer Gütergruppe oder eines ganzen Warenkorbs angeben. Dann spricht man jedoch eher von einem Preisindex als von einer Preismesszahl.

Aus den unterschiedlichen Preismesszahlen lässt sich durch Gewichtung der Preismesszahlen für die einzelnen Güter und Dienstleistungen bzw. Indexpositionen mit dem entsprechenden Gewicht a_i aus dem Warenkorb ein Preisindex für Bundesland m berechnen:

$$P^m = a_1 \cdot P_1^m + a_2 \cdot P_2^m + \dots + a_i \cdot P_i^m$$

3 Preisindizes in Österreich

In den im Rahmen dieser Analyse untersuchten OGM-Studien werden regionale Preisindizes für die neun österreichischen Bundesländer sowie ausgewählte Ergebnisse für die 121 Bezirke präsentiert. Ergänzend dazu wird für das Bundesland Steiermark noch eine ausführlichere Untersuchung vorgestellt. Die Motivation für die OGM-Studie war insbesondere der Bedarf, das Realeinkommen in den einzelnen Bundesländern zu ermitteln, um zu überprüfen, ob sich die Reihung der Bundesländer im Vergleich zur Betrachtung der Nominaleinkommen ändert.

In diesem Kapitel wird die Vorgehensweise bei der Ermittlung der regionalen Preisindizes auf Bundesland- und Bezirksebene erläutert und deren Ergebnisse vorgestellt. Dazu wird zunächst die Konstruktion eines nationalen Warenkorbs beschrieben, der die Grundlage für einen Laspeyres-Preisindex bildet. Anschließend wird erläutert, wie sich aus den regionalen Warenkörben ein Paasche-Preisindex

ermitteln lässt, der dann mit dem Laspeyres-Preisindex zu einem Fisher-Preisindex zusammengefasst wird. Dies wird zunächst für die Bundesländer und dann die einzelnen Bezirke durchgeführt.

3.1 Methodische Vorgehensweise

3.1.1 Der nationale und die regionalen Warenkörbe

Der nationale Warenkorb für Österreich wird auf Grundlage der Verbrauchsausgaben aus der Konsumerhebung ermittelt. Die Gewichte dieses nationalen Warenkorbes werden zum einen zur Berechnung des Preisindex für Österreich und zum anderen zur Berechnung von Laspeyres-Indizes für die einzelnen Bundesländer verwendet. In diesem Fall gibt ein Laspeyres-Index von z. B. 103 Prozent an, dass der nationale Warenkorb, also der Warenkorb eines Durchschnittsösterreicherers oder einer Durchschnittsösterreicherin, in einem bestimmten Bundesland teurer ist als im Länderschnitt. Für den Warenkorb sind hier 103 Prozent des Durchschnittspreises zu zahlen. Um eine bessere Vergleichbarkeit zwischen den einzelnen Bundesländern zu ermöglichen, wird der nationale Warenkorb noch um einen regionalen Warenkorb ergänzt, um die unterschiedlichen Präferenzen in den einzelnen Bundesländern zu berücksichtigen.

Die Gewichte der regionalen Warenkörbe werden ebenso wie die Gewichtung des nationalen Warenkorbes für ganz Österreich auf Grundlage der Verbrauchsausgaben ermittelt.⁵ Diese werden, wie bereits im Kapitel zum VPI erörtert, im Rahmen der alle fünf Jahre durchgeführten Konsumerhebung der Statistik Austria ermittelt. Anhand der unterschiedlichen Ausgabenmuster lassen sich auch unterschiedliche Gewichtungen für Österreich und die einzelnen Bundesländer berechnen. Man trägt dabei der Tatsache Rechnung, dass sich die Konsumgewohnheiten in unterschiedlichen Regionen teils massiv unterscheiden. Als gutes Beispiel ist der im Vergleich zu Wien viel größere Ausgabenposten für selbstgenutztes Wohneigentum der Burgenländer zu nennen. Dies ist vor allem auf die sehr ländliche Struktur des Burgenlandes zurückzuführen. Für andere Bundesländer lassen sich ähnliche Unterschiede im Ausgabenverhalten feststellen.

Eine etwas andere Herangehensweise als in den OGM-Studien wählt eine Referenzstudie aus Italien. Dort wurden zunächst nur solche Güter in den Warenkorb übernommen, die über die einzelnen Regionen Italiens sehr ähnlich bzw. fast identisch sind. Auf diese Art wird ein reiner Preiseffekt isoliert. In einem zweiten Schritt

⁵ Laut Aussagen von Statistik Austria waren die in den OGM-Studien verwendeten regionalen Warenkörbe, die aus der Konsumerhebung 1999/2000 abgeleitet wurden, repräsentativ. Leider trifft dies für die späteren Wellen der Konsumerhebung wohl nicht mehr zu.

werden regionale Besonderheiten berücksichtigt und ein Durchschnittspreis bestimmt. Dieser Gesamteffekt wird dann wieder in einen reinen Preiseffekt sowie in Effekte, die auf regionale Besonderheiten zurückgehen, zerlegt (vgl. De Carli 2008: 4). Inwieweit eine solche Vorgehensweise zu anderen Ergebnissen führt, kann hier nicht geklärt werden.

3.1.2 Die Ermittlung der regionalen Preise

Zunächst gilt es festzuhalten, dass in der analysierten Studie zur Ermittlung der regionalen Preisindizes nicht alle Komponenten des nationalen Warenkorbs für den regionalen Warenkorb berücksichtigt wurden. Dies lässt sich rechtfertigen, da die Preisgestaltung von etwa 70 Prozent aller Güter nicht regional, sondern national erfolgt. Insbesondere die Preisgestaltung der großen Einzelhandelsketten erfolgt national einheitlich. Daneben spielen auch noch preisgebundene Produkte wie Tabak, Zeitungen oder Medikamente eine Rolle. Auch für Ausgaben wie Urlaub oder Versicherungen oder für Anschaffungen, die regional unabhängig sind (z. B. Haushaltsausstattung), lassen sich keine regionalen Preisunterschiede ausmachen. So bleiben nur noch etwa 30 Prozent aller Preise übrig, die in die Preisindexermittlung eingehen (vgl. OGM 2008: 1). Wie unsere Analysen unten zeigen, ist die Reduzierung des Warenkorbes bei geeigneter Güterwahl nicht mit einem hohen Informationsverlust verbunden. Es scheint deshalb aus budgetären Gründen vertretbar, eine entsprechende Vorauswahl zu treffen und Güter auszuschneiden, bei denen nach Expertenansicht nicht mit merklichen Preisunterschieden zu rechnen ist.

Insgesamt setzt sich der als regional relevant erkannte Warenkorb aus einigen Gütern der Gütergruppen Nahrungsmittel, Bekleidung und Schuhe, Wohnen, Verkehr, Freizeit und Kultur, Restaurants und Cafes, Erziehung und Unterricht sowie Verschiedene Waren und Dienstleistungen zusammen (vgl. OGM 2008: 4).

Nun ist es wichtig festzulegen, welche Städte und Gemeinden für die einzelnen Preiserhebungen ausgewählt werden sollen. Zur Ermittlung der Preise werden zunächst die Erhebungsgemeinden in städtische und ländliche (bis maximal 7.000 Einwohner, jedoch abhängig von regionaler Struktur und zentralörtlicher Funktion) eingeteilt. Anzumerken ist, dass die 20 Gemeinden in denen die VPI-Preise erhoben werden, in diese Auswahl grundsätzlich eingebunden werden. In diesen Gemeinden ist es oft möglich, die VPI-Preise direkt zu übernehmen. Die restlichen Gemeinden werden regional gestreut ausgewählt. Dabei gilt es jedoch zu beachten, dass die ausgewählten Gemeinden in den einzelnen Bundesländern unterschiedlich hohe Bevölkerungsanteile repräsentieren. So werden durch die ausgewählten Gemeinden in Niederösterreich nur 12,4 Prozent der Haushalte repräsentiert, während in Kärnten dieser Anteil 36,8 Prozent beträgt (vgl. OGM 2008: 3).

Die eigentliche Erhebung besteht darin, in den einzelnen Auswahlgemeinden zwischen 5 und 10 Preise zu erheben. Aus diesen Einzelpreisen werden ein ländlicher und ein städtischer Durchschnittspreis für jedes Bundesland ermittelt. Diese Durchschnittspreise werden gemäß der repräsentierten Bevölkerung gewichtet und zusammengefasst. So erhält man für jedes Bundesland einen Durchschnittspreis für ein bestimmtes Gut bzw. für eine bestimmte Indexposition.

Zur Ermittlung der Preise wurden von der OGM auf Bundesländerebene etwa 6.000 Preise in verschiedenen Güterkategorien erhoben. Daneben verwendete man auch diverse Sekundärstatistiken und Online-Quellen zur Ermittlung. In den Gütergruppen Nahrungsmittel, Bekleidung und Schuhe, Freizeit und Kultur, Restaurants und Cafés sowie Verschiedene Waren und Dienstleistungen wurden die Preise mit den Daten der OGM-Erhebung 2003 und der VPI-Basis von 2003 auf das aktuelle Preisniveau inflationiert. Eine Ausnahme bildet hier die Steiermark, in der im Jahr 2005 eine gesonderte Erhebung für Güter der verschiedenen Gütergruppen stattfand.

Im Bereich der Wohnungskosten griff man auf die Sekundärstatistik der Wohnungs- und Gebäudezählung von Statistik Austria sowie auf den Immobilienpreisspiegel zurück. Darüber hinaus befragte die OGM 2003 2.000 Haushalte, die für die österreichische Bevölkerung repräsentativ sind. Zur Ermittlung der Wohnungs- und Eigenheimbetriebskosten befragte man zudem über 200 Gemeinden. Die Strom-, Gas- und Heizölpreise erhob man bei den Energieversorgern. Die Preise für die Wohnungsinstandhaltung ermittelte man bei etwa 300 österreichischen Gewerbetreibenden in Form von durchschnittlichen Stundensätzen.

Mit diesen Informationen wurden nun die durchschnittlichen Quadratmeterpreise für Eigentum und Miete auf Bezirksebene bestimmt. Die Gewichtung der Eigentums- und Mietpreise folgt hier der statistischen Verteilung von Miet- und selbstgenutzten Wohnungen. Auch hier wurden die Daten der OGM-Erhebung 2003 auf Basis des VPI 2003 inflationiert.

Im Bereich Verkehr, den man in Individual- und öffentlichen Verkehr trennt, wurde eine Internetrecherche für Kosten des öffentlichen Verkehrs bei den Verkehrsverbünden durchgeführt. Ergänzt wurde dies durch eine schriftliche Befragung der Verkehrsverbünde durch die OGM im Jahr 2003. Auch diese Preise wurden mit der VPI-Basis 2003 inflationiert. Im Bereich des Individualverkehrs wird auf die umfangreiche ÖAMTC-Spritpreisübersicht zurückgegriffen, die online verfügbar ist.

Für die Preise für Erziehung und Unterricht werden die durchschnittlichen Betreuungskosten von Kindern zwischen 3 und 15 Jahren zugrunde gelegt. Dazu wurden etwa 500 Preise in Form von Primärerhebungen bei österreichischen Gemeinden und durch Internetrecherche bei Ämtern der Landesregierungen und dem Familien- und Gesundheitsministerium erhoben. Weitere Quellen waren der Mikro-

zensus und eine repräsentative Befragung, die Aufschluss über den Aufwand der Kinderbetreuung geben sollte.

3.1.3 Berechnung des Preisindex für die Bundesländer

Zur Berechnung des Preisindex werden zunächst einmal die Preise für sämtliche Güteraggregate eines einzelnen Bundeslandes den österreichischen Durchschnittspreisen gegenübergestellt. Man bildet den Quotienten aus dem bundeslandspezifischen Preis und dem Durchschnittspreis für Österreich. Man erhält eine Preismesszahl für ein bestimmtes Gut in einem bestimmten Bundesland. Eine Preismesszahl von 1,012 für Betriebskosten für Wasser im Burgenland gibt z. B. an, dass die Betriebskosten für Wasser im Burgenland um 1,2 Prozent teurer sind als im österreichischen Durchschnitt. Anhand dieser Preismesszahlen für bestimmte Güteraggregate lässt sich ein umfassender Preisindex ermitteln.

Um einen Paasche-Index auszurechnen, bestimmt man zunächst den erfassten Warenkorbteil in einem bestimmten Bundesland. Dieser erfasste Warenkorbanteil hat eine unterschiedliche Größe in den einzelnen Bundesländern, da zwar in allen Bundesländern die gleichen Güter enthalten sind, diese aber aufgrund der unterschiedlichen Präferenzen eine unterschiedliche Gewichtung haben. Nun multipliziert man die einzelnen Preismesszahlen mit ihren bundeslandspezifischen Gewichten und summiert diese. Dies entspricht dann den „Ausgaben“ für den regionalen Warenkorb. Sind die „Ausgaben“ für den Warenkorb z. B. im Burgenland größer als sein Anteil, dann bedeutet dies, dass ein Burgenländer für einen typischen Burgenländer Warenkorb mehr zahlen muss, als wenn man für den gleichen Warenkorb österreichische Durchschnittspreise zugrunde legt. Den Paasche-Preisindex erhält man schließlich, indem man den erfassten Warenkorbanteil von den „Ausgaben“ subtrahiert und 1 addiert. Folgendes vereinfachtes Beispiel soll die Berechnung verdeutlichen:

Tabelle 1: Warenkorb von Bundesland X angewendet auf Bundesland X

Güter	Gewicht	Preismesszahl
Gut 1	0,3	1,05
Gut 2	0,2	1,03
Gut 3	0,1	1,02
Gut 4	0,3	0,98
Gut 5	0,1	1,01

Gut 2 und 3 seien die Güter, die auf Bundesländerebene variieren. Sie machen also den regionalen Warenkorb aus. Der erfasste Warenkorbanteil beträgt demnach 0,3. Die „Ausgaben“ sind somit $0,2 \cdot 1,03 + 0,1 \cdot 1,02 = 0,308$. Für den Paasche-Preisindex gilt Folgendes:

$$\text{Paasche-Preisindex} = \text{„Ausgaben“} - \text{erfasster Warenkorbanteil} + 1 = 0,308 - 0,3 + 1 = 1,008.$$

Zur Ermittlung des Laspeyres-Preisindex geht man analog vor, wobei jedoch anstelle der bundeslandspezifischen Gewichtung die Gewichtung des österreichischen Warenkorbs verwendet wird. Das bedeutet, dass die österreichischen Durchschnittsanteile den erfassten Warenkorb bestimmen.

Tabelle 2: Österreichischer Durchschnittswarenkorb angewendet auf Bundesland X

Güter	Gewicht	Preismesszahl
Gut 1	0,28	1,05
Gut 2	0,22	1,03
Gut 3	0,11	1,02
Gut 4	0,31	0,98
Gut 5	0,08	1,01

Der erfasste Warenkorbanteil beträgt demnach 0,33. Die „Ausgaben“ belaufen sich auf $0,22 \cdot 1,03 + 0,11 \cdot 1,02 = 0,3388$. Für den Laspeyres-Preisindex gilt somit:

$$\text{Laspeyres-Preisindex} = \text{„Ausgaben“} - \text{erfasster Warenkorbanteil} + 1 = 0,3388 - 0,33 + 1 = 1,0088.$$

Das geometrische Mittel dieser Preisindizes stellt dann den Fisher-Preisindex dar, der den bereits oben erläuterten Kompromiss zwischen Vergleichbarkeit und der Berücksichtigung bundeslandspezifischer Ausgabenstrukturen ermöglicht.

In der praktischen Umsetzung durch die OGM werden hierfür allerdings nicht mehr die einzelnen Preismesszahlen für sämtliche Indexexpositionen verwendet, die regional von Bedeutung sind, sondern die meisten Indexexpositionen werden zu großen Gruppen wie etwa Lebensmittel, Freizeit oder Bildung zusammengefasst. Nur die Preise aus dem Wohnungsbereich sowie die Preise für Kraftstoffe werden noch einzeln aufgeführt. Es hat also vor der Berechnung des Preisindex schon eine erhebliche Aggregation und Datenaufbereitung durch die OGM stattgefunden.

3.2 Regionale Preisindizes für die österreichischen Bundesländer: Ergebnisse

In Tabelle 3 lässt sich erkennen, dass die regionalen Preisunterschiede teilweise recht groß sind. Besonders groß ist der Unterschied zwischen den Bundesländern Kärnten und Salzburg von etwa 7 Prozentpunkten. Für den regionalen Warenkorb, der ja etwa 30 Prozent des gesamten Warenkorbs ausmacht, beträgt der durchschnittliche Preisunterschied somit sogar etwa 21 Prozent. Zurückzuführen sind diese Unterschiede vor allem auf erhebliche regionale Unterschiede im Bereich der Preise für Wohnen und für Güter aus dem Angebot der Gaststätten.

In der hier vorgelegten methodischen Studie ist nicht der Ort, weiter auf die inhaltliche Interpretation und Erklärung der Ergebnisse einzugehen. Stattdessen werden wir unten analysieren, inwieweit die Zahl der erhobenen Güter reduziert werden kann, ohne die Qualität der Ergebnisse wesentlich zu beeinträchtigen. Es soll an dieser Stelle aber noch ein auf den ersten Blick doch überraschendes Ergebnis hinsichtlich der Werte der Laspeyres- und Paasche-Indizes diskutiert werden.

Tabelle 3: Ergebnisse: Preisindizes für die einzelnen Bundesländer

Bundesland	Paasche-Preisindex	Laspeyres-Preisindex	Fisher-Preisindex
Burgenland	97,8	97,6	97,7
Kärnten	97,3	97,1	97,2
Niederösterreich	98,3	97,8	98,0
Oberösterreich	98,2	98,2	98,2
Salzburg	104,4	103,7	104,0
Steiermark	98,1	98,3	98,2
Tirol	103,6	102,3	102,9
Vorarlberg	104,8	103,5	104,2
Wien	101,8	101,9	101,9

Tabelle 3 zeigt, dass in sechs der insgesamt neun Bundesländer der Paasche-Preisindex höher ist als der Laspeyres-Preisindex, was den ursprünglichen Erwartungen durchaus widerspricht. Normalerweise scheint es nahe liegend, dass der Paasche-Preisindex unter dem Laspeyres-Preisindex liegt, da man erwarten könnte, dass die Konsumenten die relativ teuren Produkte durch relativ billigere substituieren, um so bei gegebenen Präferenzen einen höheren Nutzen erzielen zu können. Allerdings ist davon auszugehen, dass sich die Präferenzen für bestimmte Güter zwischen den Bundesländern durchaus unterscheiden können. Weisen die Konsumenten

in einem Bundesland relativ starke Präferenzen für relativ teure Güter auf, kann sich dies trotz des gegenläufig wirkenden Substitutionseffektes in einem höheren Wert für den Paasche-Preisindex im Vergleich zum Laspeyres-Preisindex niederschlagen. Im vorliegenden Fall sind die Unterschiede zwischen Laspeyres- und Paasche-Preisindex nur in den Bundesländern Salzburg (0,7 Prozentpunkte), Tirol (1,3 Prozentpunkte) und Vorarlberg (1,3 Prozentpunkte) groß. In allen anderen Fällen betragen die Unterschiede weniger als 0,5 Prozentpunkte. Die Erklärung hierfür liegt wesentlich in den überdurchschnittlich hohen Ausgaben für Wohnen in den angeführten Bundesländern. Diese führen dazu, dass das Gewicht dieser Kategorie um zwei Prozentpunkte (13 statt 11 Prozent) über dem Österreichschnitt liegt. Da gleichzeitig eben die entsprechenden Preise über dem Bundesdurchschnitt liegen, folgt das Ergebnis.

3.3 Regionale Preisindizes für die österreichischen Bezirke: Berechnung und Ergebnisse

Die Berechnung der Preisindizes für die 121 österreichischen Bezirke erfolgt in der OGM-Studie analog zu der Berechnung der Preisindizes für die Bundesländer. Statt Preismesszahlen für das jeweilige Bundesland werden Preismesszahlen für jeden Bezirk berechnet, indem man den Quotienten aus dem bezirksspezifischen Preis und dem Durchschnittspreis für Österreich bildet. Allerdings gehen für die meisten Güter Preise in die Indexberechnung ein, die für alle Bezirke eines Bundeslands gleich sind. Nur Preise für Mieten, selbstgenutztes Wohneigentum und Kraftstoffe werden explizit für die einzelnen Bezirke unterschieden. Diese beiden Güterkategorien machen immerhin etwa 15 Prozent des gesamten Warenkorb aus, während alle regional relevanten Güter zusammen etwa 32 Prozent des gesamten Warenkorb betragen. Weiter unten wird am Beispiel der steirischen Bezirke gezeigt, dass ein solches Güterbündel die Varianz eines umfassenderen, 70 Güter umfassenden Warenkorb zu 80 Prozent erklärt. Laspeyres- und Paasche-Index unterscheiden sich hier dadurch, dass beim Laspeyres-Index vom bundesweiten Warenkorb ausgegangen wird, während dies beim Paasche-Index erneut der Bundesländerwarenkorb ist. Auf Bezirksebene existieren keine Warenkörbe.

Die analog zu den Bundesländerindizes gebildeten Preisindizes für die jeweiligen Bezirke führen zu folgenden Ergebnissen. Die Fisher-Preisindizes variieren von 95 bis 110. Dies bedeutet, dass die Preisunterschiede im regional relevanten Warenkorb bis zu 50 Prozent betragen. Die Rangordnungen im Einkommensranking verschieben sich zum Teil stark, wenn man die Preisbereinigung durchführt und von den Nominal- zu den Realeinkommen übergeht. Die Spannweite reicht hier

von einem Verlust von 27 Rangplätzen bis zu einem Gewinn von 19 Rangplätzen (bei insgesamt 121 Rängen).

Angesichts der teilweise drastischen Ergebnisse erscheint es sehr wichtig, deren Aussagekraft zu überprüfen. Dabei geht es vor allem um die Frage, ob ein stark begrenzter Warenkorb Schlussfolgerungen auf das allgemeine Preisniveau zulässt. Ermöglicht wird eine derartige Einschätzung durch Rückgriff auf die Daten einer detaillierten Studie, die OGM für das Bundesland Steiermark durchgeführt hat. Sie wird im folgenden Abschnitt beschrieben.

3.4 Preisniveaus in den steirischen Bezirken

Im Unterschied zur Berechnung des Fisher-Preisindex für alle Bezirke Österreichs, wo ein großer Teil aller Preise für ein Bundesland einheitlich war, liegt für die Steiermark zusätzlich eine ausführlichere Berechnung vor. So erhob die OGM im Jahr 2005 Daten in allen Bezirken der Steiermark. Das Ergebnis war, dass für alle Güterkategorien des regionalen Warenkorbs eigene Preise für die einzelnen Bezirke vorliegen. Eine Ausnahme bilden hier die Güter Strom, Gas, Offenheizöl und Brennholz, für die keine Preise auf Bezirksebene vorliegen. Da diese Preise als konstant für alle Bezirke der Steiermark angenommen werden können, werden sie im regionalen Warenkorb nicht mehr berücksichtigt. Der regionale Warenkorb verringert sich somit von knapp 32 Prozent auf Bundeslandebene auf gut 27 Prozent für die Bezirksebene. Dieser Warenkorb bzw. die Gewichtung der einzelnen Güter ist in der ganzen Steiermark für alle Bezirke gleich. Demzufolge wird nur ein einziger (Laspeyres-)Preisindex für jeden Bezirk auf Grundlage eines für die ganze Steiermark identischen Warenkorbs bestimmt.

Der wesentliche Unterschied zur oben beschriebenen Berechnung des Preisindex für alle österreichischen Bezirke besteht darin, dass der Preisindex in der österreichweiten Untersuchung nur auf Grundlage einiger weniger Güter berechnet wurde, die insgesamt nur etwa 15 Prozent am gesamten Warenkorb ausmachen, während in der steirischen Detailanalyse der Preisindex auf Grundlage von etwa 70 verschiedenen Gütern berechnet wurde, deren Gewicht am gesamten Warenkorb etwa 27 Prozent betragen. Die Frage, die es hier zu klären gilt ist, ob es ausreichen könnte, mit nur etwa 15 Prozent des gesamten Warenkorbs die Preisindizes für die einzelnen Bezirke zu berechnen, oder ob es sinnvoll ist, weitere Güterpreise auf Bezirksebene zu erheben. Beantwortet wird diese Frage in Abschnitt 4.3.2.2, in dem dargestellt wird, wie gut der 15 Prozent-Preisindex den 27 Prozent-Preisindex erklären kann.

4 Statistisch-ökonometrische Evaluierung der OGM-Studien

In diesem Teil des Aufsatzes soll nun zum einen überprüft werden, ob das Vorgehen in der analysierten Studie als gerechtfertigt betrachtet werden kann. Zum anderen sollen auch allgemeine Schlussfolgerungen im Hinblick auf die zukünftige Bestimmung von regionalen Preisindizes abgeleitet werden. Zunächst wird in diesem Kapitel eine Methode vorgestellt, mit der sich die Varianz eines Preisindexes optimieren lässt. Hier wird der Warenkorb der einzelnen Bundesländer als gegeben betrachtet. Ziel dieser Untersuchung ist es, für eine gegebene Gesamtanzahl an Erhebungseinheiten diejenige Verteilung der Erhebungseinheiten auf die einzelnen Güter zu identifizieren, die die Varianz des Preisindex minimiert.

Im ersten Teil soll für eine gegebene exogene Varianz des Preisindex die Gesamtanzahl der Erhebungseinheiten minimiert werden. Dies entspricht einer Kostenminimierung bei gegebener Qualität.

Der nachfolgende Teil widmet sich dann der Frage, ob es möglich wäre, den Umfang des regionalen Warenkorbs zu reduzieren, um weniger Preise erheben zu müssen. Konkret geht es auch darum, wie gut eine Erhebung, die sich auf wenige Güter beschränkt, das allgemeine Preisniveau erklären kann.

4.1 Minimierung der Varianz des Preisindex

4.1.1 Methodenbeschreibung

Im Folgenden soll eine ausführliche Evaluation der in Kapitel 3 beschriebenen Methode durchgeführt werden. Im Mittelpunkt steht hierbei die Frage, ob die zur Verfügung stehenden finanziellen Mittel effizient genutzt wurden. Grundgedanke dieser Überlegung ist, dass die Erhebungen mancher Preise für bestimmte Indexpositionen durch Primärerhebungen mit einem erhöhten Kostenaufwand verbunden sind. Zwar wurden auch im vorliegenden Fall viele Informationen aus anderen Statistiken und aus Online-Quellen bezogen, jedoch sind diese nicht ausreichend. So wurden einige Daten durch explizite Befragungen einzelner Privatpersonen oder Gewerbetreibender ermittelt. Dabei stellt sich die Frage, nach welchen Kriterien diese Befragung geschehen ist. Im vorliegenden Fall wurde der Erhebungsumfang meist durch „Expertenwissen“ der OGM und von Statistik Austria festgelegt. Eine statistische Evaluation fand nicht statt. Nun ist aber jede Erhebung, ob nun telefonisch oder durch einen Fragebogen ermittelt, mit Kosten verbunden. Daher wird durch eine bestimmte zur Verfügung stehende Summe der Rahmen für den Gesamterhebungsumfang abgesteckt. Man kann daher die Frage stellen, ob vielleicht für eine Indexposition

zu viele und für die andere zu wenige Preise erhoben wurden. Einen Anhaltspunkt für die Beantwortung dieser Frage kann beispielsweise die Berechnung der Varianz des Preisindex für alternative Verteilungen der Gesamtanzahl an Preiserhebungen auf die einzelnen Güter liefern. Möglicherweise kann die Varianz verringert werden, wenn die Anzahl der gesamten Befragungen zwar gleichbleibt, aber zwischen den einzelnen Gütern neu austariert wird. Diese Fragestellung lässt sich auch als Optimierungsproblem formulieren: Unter der Einschränkung der maximalen Anzahl an möglichen Preiserhebungen soll die Varianz des Preisindex minimiert werden.

Um die Varianz des Preisindex zu minimieren, muss man zunächst einmal klären, welche Varianzen überhaupt zu berücksichtigen sind. Es macht offenbar nur wenig Sinn, die Varianzen der Preise der einzelnen Indexexpositionen zu minimieren, da diese sehr unterschiedliche Größenordnungen aufweisen. So haben beispielsweise die Varianzen der Preise für Vollkornbrot und Mietaufwendungen ganz unterschiedliche Dimensionen. Es sollte also eher eine Untersuchung auf Ebene der Preismesszahlen stattfinden. Die Preismesszahlen werden für die konkrete Indexexposition bzw. das konkrete Produkt berechnet. Optimal wäre es, für jede einzelne Erhebung über alle Indexexpositionen eine Preismesszahl zu ermitteln. Bei Vorliegen der entsprechenden Daten würde man also die Preismesszahl aus dem Quotienten des jeweiligen Preises für ein bestimmtes Gut an einem bestimmten Ort und dem österreichweiten Durchschnittspreis für dieses Gut bilden. Aus diesen in Preismesszahlen transformierten einzelnen Erhebungen lassen sich der Mittelwert und die Varianz für eine bestimmte Indexexposition bzw. für ein bestimmtes Gut in einem Bundesland berechnen. Damit liegt im optimalen Fall für jede Indexexposition des regional relevanten Warenkorbs ein Schätzer für Erwartungswert und Varianz der Preismesszahl vor.

Für die Preismesszahl P_i^m einer Indexexposition i in Bundesland m gilt bei einer Gleichgewichtung der einzelnen Preiserhebungen:

$$P_i^m = \frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n}$$

Für den Erwartungswert und die Varianz ergibt sich also Folgendes (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 314):

$$E(P_i) = E\left(\frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n}\right) = E\left(\frac{P_{i,1}}{n_i}\right) + \dots + E\left(\frac{P_{i,n}}{n_i}\right) = \frac{\mu_i}{n_i} + \dots + \frac{\mu_i}{n_i} = \frac{n_i \mu_i}{n_i} = \mu_i$$

$$\text{Var}(P_i) = \text{Var}\left(\frac{P_{i,1} + \dots + P_{i,n}}{n_i}\right) = \text{Var}\left(\frac{P_{i,1}}{n_i}\right) + \dots + \text{Var}\left(\frac{P_{i,n}}{n_i}\right) = \frac{1}{n_i^2} \text{Var}(P_{i,1}) + \dots + \frac{1}{n_i^2} \text{Var}(P_{i,n}) =$$

$$\frac{1}{n_i^2} \sigma_i^2 + \dots + \frac{1}{n_i^2} \sigma_i^2 = \frac{n_i \sigma_i^2}{n_i^2} = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$$

An dieser Stelle wird angenommen, dass die einzelnen Preiserhebungen voneinander unabhängig sind und dass man somit keine Kovarianzen in der obigen Formel berücksichtigen muss.

Bevor die Varianzminimierung vorgenommen werden kann, müssen zunächst einige Voraussetzungen erfüllt werden. Zunächst einmal muss die Annahme getroffen werden, dass die Preise der einzelnen Indexpositionen normalverteilt sind (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 316). Da jedoch das Rechnen mit Preisen aufgrund der unterschiedlichen Dimensionen einige Probleme verursacht, modifiziert man die Annahme, indem man davon ausgeht, dass die Preismesszahlen der einzelnen Indexpositionen approximativ normalverteilt sind. Zur Überprüfung dieser Annahme kann die Jarque-Bera-Statistik benutzt werden, die misst, inwiefern sich die vorliegenden Daten einer Normalverteilung anpassen. Die Formel der Jarque-Bera-Statistik lautet (vgl. Winker 2007: 169):

$$JB = \frac{T-k}{6} \cdot \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

T steht hier für die Anzahl der Beobachtungen und k für die Anzahl der zu schätzenden Parameter. Diese beträgt hier zwei, da mit den vorliegenden Daten der Mittelwert und die Varianz geschätzt werden. S wiederum steht für die Schiefe der Verteilung, die im Falle einer perfekten Normalverteilung null betragen würde. K steht für die Kurtosis einer Verteilung. Sie wäre im Fall von normalverteilten Daten drei. Die Jarque-Bera-Teststatistik folgt dabei einer χ^2 -Verteilung mit 2 Freiheitsgraden. Wenn der Wert groß ist, wird die Nullhypothese normalverteilter Daten verworfen (vgl. Winker 2007: 169). Da ein „großer Wert“ aber einigen Interpretationsbedarf ermöglicht, ist es sinnvoller ein bestimmtes Signifikanzniveau vorzugeben. So ist es beispielsweise üblich, ein Signifikanzniveau von 1 Prozent vorzugeben. Ein Signifikanzniveau von 1 Prozent bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese der normalverteilten Daten zu verwerfen, obwohl sie richtig ist, kleiner als 1 Prozent ist. Ein marginales Signifikanzniveau⁶ für den Wert der Jarque-Bera-Statistik von beispielsweise 5,6 Prozent würde dazu führen, dass man die Nullhypothese sowohl zum 1 Prozent- als auch zum 5 Prozent-Niveau nicht verwerfen könnte. Man dürfte also weiterhin von normalverteilten Daten ausgehen. Kann die Nullhypothese der normalverteilten Preismesszahlen für die einzelnen Indexpositionen nicht verworfen werden, ist eine wichtige Bedingung auf dem Weg zur Varianzminimierung gegeben. Wir wissen nun, dass die Preismesszahlen der einzelnen Indexpositionen

6 Das marginale Signifikanzniveau gibt hier an, zu welchem Signifikanzniveau die Nullhypothese „Die Preismesszahlen sind normalverteilt.“ verworfen werden kann. Vgl. Winker (2007: 149).

sich gut durch eine Normalverteilung approximieren lassen. Wenn die Preismesszahlen als normalverteilt betrachtet werden können, können wir annehmen, dass die Preismesszahl P_i^m einer Indexposition wie folgt approximativ normalverteilt ist (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 314):

$$P_i^m \overset{a}{\sim} N\left(\mu_i, \frac{\sigma_i^2}{n_i}\right)$$

Hieraus zeigt sich, dass die Varianz umso kleiner wird, je größer der Erhebungsumfang für Indexposition i wird, was unmittelbar einleuchtet.

Mit diesen Informationen kann man die Varianzminimierung vornehmen. Man minimiert nun die gewichtete Summe aller Varianzen der Preismesszahlen für die jeweiligen Indexpositionen unter der Nebenbedingung, dass die Summe der Anzahl n_i der Erhebungen für die einzelnen Indexpositionen i den Gesamterhebungsumfang N nicht überschreiten darf. Die Gewichte w_i entsprechen dabei den (relativen) Wägungsanteilen der Güter im Warenkorb.

$$\min_{n_1, \dots, n_n} \left[w_1 \bar{f}_1 + \dots + w_n \bar{f}_n \right] \text{ u. d. NB. } n_1 + \dots + n_n \leq N, \text{ wobei } \bar{f}_i = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$$

Hier wird eine Unabhängigkeit der Preismesszahlen unterstellt, die bei der späteren Berechnung allerdings insofern aufgegeben wird, als dass die Kovarianzen innerhalb einer Gütergruppe berechnet werden, nicht jedoch zwischen den Gütergruppen.

Das Optimierungsproblem lässt sich beispielsweise mit Solver aus Microsoft Excel lösen. Existieren beispielsweise 10 Indexpositionen, von denen jeweils 100 Preise bzw. Preismesszahlen erhoben wurden, kann die neue Verteilung der Anzahl der Erhebungen für unterschiedliche Indexpositionen nun deutlich variieren. So gibt die Lösung tendenziell vor, für Preismesszahlen mit größeren Varianzen mehr Preise zu erheben, während für Preismesszahlen mit relativ kleinen Varianzen auch weniger Preise erhoben werden müssen.

4.1.2 Varianzminimierung für ausgewählte Indexpositionen

Nun soll die beschriebene Vorgehensweise an einem konkreten Beispiel verdeutlicht werden. Allerdings betrachten wir nur die Varianzminimierung durch eine Veränderung des Erhebungsumfangs innerhalb von zwei der insgesamt sieben regional relevanten Gütergruppen für die ländlichen Gebiete des Bundeslandes Steiermark. Es handelt sich dabei um die Indexpositionen, die in die Gruppe der Nahrungsmittel und alkoholfreien Getränke (Gruppe 01) sowie in die Gruppe Beherbergungs- und Gaststätten-Dienstleistungen (Gruppe 11) fallen. Die auf regionaler Ebene erfassten Indexpositionen aus der Gruppe Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke wa-

ren ausschließlich fünf verschiedene Backwaren. Die Gruppe Beherbergungs- und Gaststätten-Dienstleistungen dagegen umfasst 24 Indexpositionen.

Aus der Gruppe 01 wurden sämtliche Indexpositionen in die Varianzminimierung mit einbezogen, während aus der Gruppe 11 zunächst nur jene Indexpositionen berücksichtigt wurden, die bei einem bestimmten Erhebungsobjekt, wie beispielsweise einem Restaurant, erhoben werden können. So umfasst die Gruppe 11 beispielsweise typische Restaurantgüter wie eine Tagessuppe oder ein Beefsteak, aber auch Produkte wie einen Disco-Eintritt oder eine Cola am Imbissstand. Das Problem hierbei ist, dass es innerhalb dieser Gruppe nur wenig Sinn macht, die Güter einzeln zu erheben, da z. B. der Preis für ein Beefsteak und der Preis für eine Tagessuppe im gleichen Restaurant durch den gleichen Telefonanruf erhoben werden können. Würde man beispielsweise in manchen Restaurants nur die Beefsteak- und in anderen nur die Tagessuppenpreise erheben, würde man auf Informationen, die Grenzkosten von nahe null besäßen, verzichten. Ebenso ist es aber nicht möglich, alle 24 Indexpositionen durch einen Telefonanruf zu erheben, da der Preis für den Disco-Eintritt oder eine Cola am Imbissstand nicht in einem Restaurant erhoben werden kann. Daher werden nur 19 der insgesamt 24 Indexpositionen berücksichtigt, die durch einen einzigen Telefonanruf erhoben werden können.

In der Gruppe 01 stellt sich die Situation etwas anders dar. Die aus dieser Gruppe erhobenen Waren sind allesamt Bäckereiwaren, die mit einem einzigen Telefonanruf erhoben werden können. Zusammenfassend stehen wir nun also vor der Frage, wie wir eine feststehende Anzahl von Telefonanrufen am effizientesten nutzen und auf die Restaurants und die Bäckereien verteilen, um dort die 19 bzw. 5 Preise zu erheben. Wie schon erwähnt, macht es wenig Sinn, diese Preise einzeln zu erheben, da wir durch einen Telefonanruf viel mehr Informationen erhalten könnten. Dies hat jedoch zur Folge, dass wir nicht auf der Ebene der Indexpositionen die effiziente Anzahl der Erhebungen feststellen können, sondern auf die Ebene der Gruppen wechseln müssen. Dabei ist es notwendig, ein gewichtetes Mittel und eine gewichtete Varianz der jeweiligen Gruppe zu ermitteln. Zunächst einmal müssen die Preismesszahlen für die einzelnen Beobachtungen berechnet werden. Da keine österreichweiten Durchschnittsdaten für die einzelnen Güter vorliegen, werden diese durch die Durchschnittswerte für die ländlichen Regionen aller Bundesländer approximiert. Nun sind das arithmetische Mittel und die Varianz für jedes Gut zu ermitteln. Dann lässt sich die Varianzaggregation mit folgender Formel durchführen (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 335):

$$\text{Var}(P) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{Var}(P_i) + 2 \sum_{i < j} a_i a_j \text{Cov}(P_i, P_j)$$

Das bedeutet, dass man zur Ermittlung der Varianz einer Gütergruppe sowohl alle gewichteten Einzelvarianzen der jeweiligen Preismesszahlen der Güter als auch das Doppelte aller gewichteten Kovarianzen zwischen den jeweiligen Preismesszahlen der Güter addieren muss. Die Berücksichtigung der Kovarianzen ist hier geboten, da die Preise für die einzelnen Güter voneinander abhängen. Grund dafür ist, dass in einer Bäckerei, in der das Vollkornbrot relativ teuer ist, auch das Weißbrot relativ teuer sein dürfte. Bei den Bäckereien ist die Ermittlung der Kovarianzen ohne Weiteres möglich, da hier für jedes Gut jeweils die gleiche Zahl von Erhebungen vorliegt. Dies stellt sich jedoch bei den Restaurants anders dar. Hier ist die Anzahl der Erhebungen für die einzelnen Güter unterschiedlich. Erklären lässt sich dies dadurch, dass nicht in jedem Restaurant alle relevanten Güter angeboten werden. Dadurch ergibt sich nun aber das Problem, dass die Kovarianzen nicht für alle Güterpaare berechnet werden können. So ist es beispielsweise nicht möglich, die Kovarianz für das Güterpaar Schnitzel/Beefsteak zu ermitteln, da für das Schnitzel 13 und für das Beefsteak nur 10 Preise vorliegen. Deshalb wurde entschieden, zunächst nur diejenigen Güter in die Varianzoptimierung mit einzubeziehen, die in gleicher Anzahl erhoben werden. Daher bleiben von den 19 Gütern nur acht Güter übrig, die jeweils in einer Anzahl von 13 erhoben wurden. Diese Güter repräsentieren somit nur noch einen Teil der ganzen Gütergruppe.

Als nächster Schritt ist zu klären, ob die fünf bzw. acht Preismesszahlen der Güter als normalverteilt angesehen werden können. Dazu wird wieder der Jarque-Bera-Test durchgeführt. In den unten aufgeführten Tabellen lassen sich die Werte für die Jarque-Bera-Statistik sowie deren marginales Signifikanzniveau ablesen.

Da ein Signifikanzniveau von 1 Prozent zugrunde gelegt wird, kann die Nullhypothese normalverteilter Preismesszahlen nicht verworfen werden, da die marginalen Signifikanzniveaus aller Güter größer als 1 Prozent sind. Wir können also weiterhin von einer Normalverteilung der Preismesszahlen ausgehen.

Tabelle 4: Jarque-Bera-Statistik für Bäckereiprodukte

Bäckereiprodukte	Jarque-Bera-Statistik	marginales Signifikanzniveau
Mischbrotwecken	7,4652	2,39 %
Vollkornbrot	7,5191	2,33 %
Weißbrot	6,0372	4,89 %
Maschinensemmel	6,368	4,14 %
Gebäck	5,9896	5 %

Tabelle 5: Jarque-Bera-Statistik für Restaurantprodukte

Restaurantprodukte	Jarque-Bera-Statistik	marginales Signifikanzniveau
Schweineschnitzel, paniert	4,5613	10,22 %
Rostbraten	4,1456	12,58 %
Salatteller als Beilage	3,9794	13,67 %
Fischgericht	8,372	1,52 %
Kinderschnitzel mit Pommes	8,347	1,54 %
Rotwein	3,1018	21,21 %
Apfelsaftschorle	6,1898	4,53 %
Cola	4,8541	8,83 %

Nun kann die Varianzsumme der Preismesszahlen der einzelnen Gütergruppen wie oben beschrieben minimiert werden. Die empirische Varianz der Bäckereiprodukte liegt bei 0,015079, während die empirische Varianz der verwendeten Restaurantprodukte bei 0,022005 liegt. Da man von normalverteilten Preismesszahlen ausgehen kann, ist die Preismesszahl der Bäckereiprodukte normalverteilt mit einer Varianz von $0,015079/17$ und die Preismesszahl der Restaurantprodukte normalverteilt mit einer Varianz von $0,022005/13$. Erhöht man den Erhebungsumfang, verringert sich die Varianz mit dem Faktor $1/n$. Bei einer Erhöhung des Erhebungsumfangs sinkt die Varianz daher. Insgesamt wurden für die Restaurants und die Bäckereien in der Steiermark 30 Befragungen vorgenommen, von denen 17 auf die Bäckereien und 13 auf die Restaurants entfielen. Nun fasst man die Varianzen beider Gruppen wie folgt zusammen:⁷

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{13} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{17} = 0,001326$$

Durch eine Veränderung des Erhebungsumfangs für Restaurants und Bäckereien lässt sich die Varianz minimieren. So kommt man mit Solver zu der Lösung, dass bei einem Erhebungsumfang von $n_R = 17$ und $n_B = 13$ die Varianz mit 0,001326 optimal ist.⁸ Man sollte also statt 13 eher 17 Restaurants und statt 17 eher 13 Bäckereien befragen, wenn die Gesamtanzahl der Befragungen konstant bei 30 liegen soll. In diesem Fall ergibt sich dann annähernd eine Varianz von:

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{17} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{13} = 0,001233$$

Insgesamt konnte durch eine Veränderung in der Anzahl der befragten Wirtschaftssubjekte bei gleichbleibenden Gesamterhebungsumfang die Varianz um $0,001326 - 0,001233 = 0,000093$ verringert werden. Dies entspricht einer prozentualen Verringerung der Varianz um etwa 7,01 Prozent.

7 Die Gewichte der beiden Varianzen entsprechen den relativen Gewichten der einzelnen Güterkategorien im fiktiven regionalen Warenkorb.

8 Es wurden nur ganzzahlige Lösungen zugelassen.

4.2 Minimierung des Erhebungsumfangs

4.2.1 Methodenbeschreibung

Ebenso wie im vorhergehenden Abschnitt die Varianz für einen vorgegebenen Erhebungsumfang minimiert wurde, ist es auch möglich, für eine vorgegebene Gesamtvarianz c den Erhebungsumfang zu minimieren. Die vorgegebene Gesamtvarianz des Preisindex entspricht dabei dem gewünschten Qualitätsniveau des Preisindex. Ziel ist also, den Gesamterhebungsumfang zu ermitteln, der für ein bestimmtes Qualitätsniveau erforderlich ist. Auch für diese Formel wird wieder eine Unabhängigkeit der Preismesszahlen unterstellt, die bei der späteren Berechnung allerdings insofern aufgegeben wird, als dass die Kovarianzen innerhalb einer Gütergruppe berechnet werden, nicht jedoch zwischen den Gütergruppen.

$$\min_{n_1, \dots, n_n} [N] \text{ u. d. NB. } w_1 \bar{f}_1 + \dots + w_n \bar{f}_n = c, \text{ wobei } \bar{f}_i = \frac{\sigma_i^2}{n_i} \text{ und } n_1 + \dots + n_n = N$$

Wie man an obiger Formel erkennen kann, wird der Gesamterhebungsumfang N , der der Summe von einzelnen Preiserhebungen für verschiedene Güter bzw. der Anzahl an Erhebungseinheiten bei Gütergruppen entspricht für eine vorgegebene Varianz c , die die Summe der Preismesszahlenvarianzen der Güter bzw. Gütergruppen darstellt, minimiert.

Als Ergebnis erhält man den minimalen Gesamterhebungsumfang, um eine Varianz von c zu erreichen. Hierdurch ist es möglich, die Kosten für ein bestimmtes Qualitätsniveau zu minimieren.

4.2.2 Minimierung des Erhebungsumfangs für ausgewählte Indexpositionen

Nun soll diese Minimierung des Erhebungsumfangs für das gleiche Beispiel wie in Abschnitt 4.1 umgesetzt werden. An dieser Stelle wird für die vorgegebene Varianz c die Ausgangsvarianz vor einer Veränderung des Erhebungsumfangs von 0,001326 zugrunde gelegt. Ebenfalls durch die Umsetzung eines Minimierungsproblems mit Solver ergibt sich ein anderer Wert für den Gesamterhebungsumfang und den Erhebungsumfang für die Güterkategorien der Restaurant- und Bäckerei-Produkte. So lässt sich der Gesamterhebungsumfang von 30 auf 28 reduzieren, ohne dass sich die Varianz erhöht, indem man einen Erhebungsumfang von $n_R = 16$ und $n_B = 12$ zugrunde legt.⁹

⁹ Auch hier wurden nur ganzzahlige Lösungen zugelassen.

$$\text{Var}(P_R + P_B) = a_R \text{Var}(P_R) + a_B \text{Var}(P_B) = 0,544759 \cdot \frac{0,022005}{16} + 0,455241 \cdot \frac{0,015079}{12} = 0,001321$$

Insgesamt sollten also statt 13 nun 16 Restaurants und statt 17 nur noch 12 Bäckereien befragt werden, wenn man den Erhebungsumfang bei gegebener Varianz minimieren möchte. Der Gesamterhebungsumfang kann dadurch bei einer gleichbleibenden Varianz um zwei Erhebungen bzw. um 6,67 Prozent verringert werden.

4.2.3 Schlussfolgerungen für die Minimierungsprobleme

Anhand der eben erläuterten Minimierungsprobleme konnte gezeigt werden, dass es zwei verschiedene Wege gibt, die auf Expertenwissen beruhende Auswahl von Gütern und Erhebungsumfängen zu verbessern. Zum einen wurde aufgezeigt, wie sich die Qualität bei gleichbleibenden Kosten maximieren lässt, und zum anderen, wie sich die Kosten für ein bestimmtes Qualitätsniveau minimieren lassen. Diese Methoden lassen sich praktisch auf alle Güter übertragen, wobei jedoch darauf zu achten ist, dass einige Güter zusammengefasst werden müssen, da sie nicht getrennt, sondern zusammen erhoben werden.

Bei der Umsetzung dieser Ansätze ist darauf zu achten, dass diese Methoden nicht am Anfang eines Konzepts zur Ermittlung von Preisniveaus stehen können. Vielmehr sind diese Methoden darauf angewiesen, dass schon Daten erhoben wurden. Man könnte also in einem ersten Schritt in einer Pilotstudie für wenige Regionen eine sehr umfangreiche Datenerhebung durchführen, die dann als Grundlage für die Durchführung der eben vorgestellten Methoden dient. Eine sinnvolle Vorgehensweise scheint dabei auch zu sein, zunächst, wie im Rahmen der analysierten Studie auch erfolgt, diese Pilotstudien auf Expertenwissen zu gründen, die dann mit statistischen Methoden auf Verbesserungspotenzial hin analysiert wird. Diese Methode kann natürlich auch als laufende Qualitätskontrolle im Zeitablauf implementiert werden und somit auch als Ergänzung zu einem auf Expertenwissen basierenden Ansatz verwendet werden.

Welche Einsparungsmöglichkeiten es bei derartigen Studien durch geeignete Wahl der erhobenen Güter gibt, wird auch Thema des nächsten Abschnittes sein.

4.3 Überprüfung der Indexpositionen auf Relevanz

4.3.1 Methodenbeschreibung

Wie bereits in Kapitel 3 erläutert wurde, besteht der regional relevante Warenkorb aus etwa 70 Gütern. Im Folgenden soll nun geprüft werden, ob die Anzahl der in diesem Warenkorb berücksichtigten Güter nicht verringert werden kann. So ist

zu diskutieren, ob es tatsächlich notwendig ist, die etwa 70 Güter, die zwischen den einzelnen Bundesländern als im Preis schwankend angesehen werden, zu berücksichtigen, um einen guten Preisindex zu erhalten. Möglicherweise könnte auch eine geringere Anzahl an Gütern einen hinreichend genauen Schätzer liefern. Wie bereits in Kapitel 3 dargestellt, wäre es z. B. eine Möglichkeit, nur die Preise im Bereich Wohnen und im Bereich Kraftstoffe zu ermitteln, um eine gute Schätzung des Preisindex zu erhalten. Möglicherweise existiert aber ein Güterbündel, das den Preisindex noch besser beschreibt oder mit einer geringeren Anzahl an Beobachtungen auskommt. Um dieses Güterbündel zu identifizieren werden im Folgenden zwei verschiedene, sich ergänzende Methoden vorgestellt, anhand derer sich die Brauchbarkeit eines Güterbündels beurteilen lässt. Das erste Verfahren beantwortet, vereinfacht ausgedrückt, folgende Frage: Gegeben es sollen nur c (z. B. vier) Güter erfasst bzw. erhoben werden, welche Güter aus dem umfassenden Warenkorb sollen dies sein, wenn man den Ergebnissen, die der umfassende Warenkorb liefert, möglichst nahe kommen will. Die zweite Methode untersucht, inwiefern die Preisindizes für alternative Güterbündel die Variation des Preisindex auf Bezirksebene erklären. Dazu ist für die alternativen Güterbündel das Bestimmtheitsmaß R^2 zu berechnen (vgl. Winker 2007: 150).

4.3.1.1 Minimierung einer Zielfunktion

In diesem Abschnitt soll eine Methode beschrieben werden, mit der man dasjenige Güterbündel aus der Menge der aus c Gütern bestehenden Bündel identifizieren kann, dessen Preisindexschätzer dem 70-Güter-Schätzer möglichst „nahe“ kommt. Die „Nähe“ wird hier durch eine ad hoc gewählte Zielfunktion spezifiziert, in die neben der einfachen Abweichung von den regionalen Preisindizes auch die Varianz der Preise des Güterbündels eingeht. Es wird also ein Güterbündel bestimmt, dessen Preise in den unterschiedlichen Regionen eines Bundeslandes relativ konstant sind. Hintergrund dieser Forderung ist, dass man Güter identifiziert, die im Hinblick auf die Bestimmung von Preismesszahlen vorgegebener Qualität mit relativ wenigen Beobachtungen auskommen. Diese Forderung lässt sich erfüllen, wenn die Preise für die einzelnen Beobachtungen eines Gutes über die Regionen eines Bundeslandes hinweg recht ähnlich sind. Die Varianz der Preise für die Güter des Güterbündels soll also minimiert werden.

Konkret wird an dieser Stelle die folgende Funktion zur Optimierung des Güterbündels vorgeschlagen:

$$\min_{G_j \in G} \left[1.000 \sum_{i=1}^n a_i (p_{i,j} - p_i)^2 + \sum_{i < k}^n \text{Var} (p_{i,j} - p_{k,j}) \right] \text{ u. d. NB. } G_j = c$$

G_j steht hier für ein bestimmtes Güterbündel aus der Menge aller regional preisvariablen Güter G . Die Anzahl der Güter in G_j ist mit c festgelegt. $p_{i,j}$ steht für den Preisindex für Güterbündel G_j in Region i , während p_i das Preisniveau in Region i basierend auf dem umfassenden Güterbündel G beschreibt. Berücksichtigt werden n Regionen. Die Klammer $(p_{i,j} - p_i)^2$ gibt das Quadrat der Abweichung des Preisindex für Güterbündel G_j in Region i vom umfassenden Preisindex in Region i an. a_i ist das Gewicht der jeweiligen Region, das dem Bevölkerungsanteil entspricht. Der Ausdruck $\text{Var}(p_{i,j} - p_{k,j})$ gibt Auskunft über die Varianz der Differenzen der Preisindizes zwischen den Regionen i und k für Güterbündel G_j . Der ad hoc gewählte Faktor 1.000 wird multipliziert, um eine Gewichtung vorzunehmen, da der vordere Summand im Vergleich zum hinteren Summanden sehr klein ist. Der Abweichung des Schätzers vom regionalen Preisindex soll damit ein größeres Gewicht eingeräumt werden. Die Anpassung an das wirkliche Preisniveau erscheint wichtiger als eine geringe Varianz zwischen den einzelnen Regionen. Nun ist dasjenige Güterbündel zu bestimmen, das die Zielfunktion minimiert.

Bei der Berechnung der Zielfunktion für verschiedene Güterbündel ist darauf zu achten, dass die Anzahl der Güter in den unterschiedlichen Güterbündeln gleich ist, da ansonsten die Werte der Zielfunktionen nicht miteinander zu vergleichen wären. Die Gewichte der unterschiedlichen Güter gehen nicht in die Zielfunktion ein. Tendenziell kann man aber damit rechnen, dass ein Güterbündel, das ein relativ großes Gesamtgewicht aufweist, einen kleineren Wert der Zielfunktion besitzt als ein Güterbündel mit einem kleinen Gewicht. Dennoch ist es nicht ausgeschlossen, dass auch Güterbündel mit kleinen Gewichten stark mit den Preisen aller Güter korrelieren und so als Schätzer geeignet sind.

Abschließend muss man erwähnen, dass für eine fundierte Gewichtung der beiden Teile der Zielfunktion eine Paneldatenanalyse notwendig wäre. Man müsste also auf Grundlage von Daten aus mehreren Perioden überprüfen, ob die Wahl eines ad hoc gewählten Faktors 1.000 gerechtfertigt ist. Darüber hinaus wäre es für eine fundierte Gewichtung auch notwendig zu untersuchen, ob die einzelnen Preisindexschätzer für alternative Güterbündel den 70-Güter-Preisindex systematisch über- bzw. unterschätzen. Wäre dies der Fall, ließen sich die entsprechenden Schätzer korrigieren, was natürlich auch die Gewichtung beeinflussen müsste. Für den vorliegenden Fall einer reinen Querschnittsbetrachtung sind diese Untersuchungen jedoch nicht möglich.

4.3.1.2 Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten für alternative Preisindexschätzer

Nun sollen zwei ergänzende Methoden zur Beurteilung der Eignung von alternativen Güterbündeln für die Schätzung des Preisindex vorgestellt werden. Für die erste Methode wird der Preisindex des gesamten Warenkorbs für die einzelnen Bezirke

auf die Preisindizes kleinerer Warenkörbe für die einzelnen Bezirke regressiert. Aus dieser Regression lässt sich das Bestimmtheitsmaß R^2 wie folgt berechnen:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{Cov(P_i, P_{i,j})^2}{Var(P_i)Var(P_{i,j})}$$

ESS steht hier für die durch den Preisindex des kleineren Warenkorbes erklärte Varianz des gesamten regionalen Preisindex. TSS steht wiederum für die gesamte Varianz des regionalen Preisindex. Mit R^2 wird also der Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz angegeben (vgl. Winker 2007: 150).

Konkret berechnet werden kann das Bestimmtheitsmaß z. B. direkt mit einem Statistiksoftwareprogramm wie EViews, welches das Bestimmtheitsmaß standardmäßig bei jeder Regression angibt, oder über die Varianzen und Kovarianzen der einzelnen Preisindizes. Das Bestimmtheitsmaß entspricht hier dem Quadrat des Pearson'schen Korrelationskoeffizienten. Es nimmt Werte zwischen 0 und 1 an, wobei ein Wert nahe 1 bedeutet, dass der Anteil der erklärten Varianz sehr groß ist (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 160). Für das Bestimmtheitsmaß bei einem bestimmten Preisindexschätzer mit kleinerem Warenkorb würde das bedeuten, dass dieser Schätzer den Preisindex des gesamten Warenkorbs sehr gut erklärt.

Eine weitere Möglichkeit zur Beurteilung der Güte alternativer Schätzer ist die Berechnung des Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman. Dieser Rangkorrelationskoeffizienten entspricht dabei dem Pearson'schen Korrelationskoeffizienten angewandt auf Ränge, anstatt auf konkrete Ausprägungen. Durchgeführt wird die Berechnung, indem man zunächst den einzelnen Ausprägungen, im untersuchten Fall also den Preisindizes für die unterschiedlichen Bezirke, Ränge zuordnet und den Korrelationskoeffizienten berechnet (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 142):

$$r_{SP} = \frac{\sum (rg(x_i) - \overline{rg}X)(rg(y_i) - \overline{rg}Y)}{\sqrt{\sum (rg(x_i) - \overline{rg}X)^2 \sum (rg(y_i) - \overline{rg}Y)^2}}$$

$rg(x_i)$ bzw. $rg(y_i)$ stehen hier für die Ränge der Preisindizes x und y in den verschiedenen Bezirken, während $\overline{rg}X$ bzw. $\overline{rg}Y$ die jeweilige mittlere Rangzahl angeben.

Die Berechnung des Rangkorrelationskoeffizienten ist hier geeignet, da der Rangkorrelationskoeffizient nur die Ordnungsrelation benutzt und daher schon für ein Ordinalskalenniveau verwendbar ist. Er gibt also den monotonen Zusammenhang an (vgl. Fahrmeir et al. 2004: 144). Man kann also mit dem Rangkorrelationskoeffizienten Aussagen darüber treffen, inwiefern die Ränge eines bestimmten Preisindex mit den Rängen des 70-Güter-Preisindex korreliert sind. Der Rangkorrelationskoeffizient kann dabei Werte zwischen -1 und 1 annehmen. Ist ein Wert

nahe 1, bedeutet dies, dass die Ränge eines bestimmten Preisindex die Ränge des 70-Güter-Preisindex recht gut beschreiben.

4.3.2 Umsetzung für die Steiermark

4.3.2.1 Minimierung einer Zielfunktion

Zur Berechnung der Zielfunktion wurde die Steiermark zunächst in zwei Regionen aufgeteilt. Folgende Tabelle gibt Auskunft über die Gliederung der Regionen:

Tabelle 6: Gliederung der Steiermark

Bundesland	Region	NUTS 3	Bezirk
Steiermark	Region 1	Graz	Graz, Graz-Umgebung
		Oststeiermark	Feldbach, Fürstenfeld, Hartberg, Radkersburg, Weiz
		West- und Südsteiermark	Deutschlandsberg, Leibnitz, Voitsberg
	Region 2	Liezen	Liezen
		Östliche Obersteiermark	Bruck an der Mur, Loeben, Mürzzuschlag
		Westliche Obersteiermark	Judenburg, Knittelfeld, Murau

Die Aufteilung in zwei Regionen erfolgte aufgrund der Tatsache, dass für eine Aufteilung nach NUTS 3-Regionen (vgl. Statistik Austria 2008) die Anzahl der Preismesszahlen in den einzelnen Regionen nicht groß genug ist. Da für jeden Bezirk nur eine Preismesszahl für jedes der 70 Güter bekannt ist, hätte eine Aufteilung nach NUTS 3 zur Folge gehabt, dass man im Bezirk Liezen keine Varianz hätte berechnen können, da es dort nur eine Preismesszahl für jedes Gut gegeben hätte.

Für diese Einteilung der Regionen lässt sich die allgemeine Formel konkretisieren:

$$\min_{G_j \in G} \left[1.000 \cdot \left(0,7047 \cdot (p_{1,j} - p_1)^2 + 0,2953 \cdot (p_{2,j} - p_2)^2 \right) + \text{Var} (p_{1,j} - p_{2,j}) \right]$$

u. d. NB. $\#G_j = 4$

Im Folgenden wurde ein Bündel von vier Gütern unterstellt. Selbstverständlich kann man dies noch ausweiten. Die Anzahl der möglichen Güterbündel beträgt bei vier ausgewählten Gütern allerdings bereits $\binom{70}{4} = 916895$. Dies bedeutet eine etwas aufwändige Berechnung für alle Güterbündel. Aus diesem Grund erfolgt zunächst die Konzentration auf eine Auswahl von einigen wenigen Güterbündeln.

Die ersten beiden Produkte in der obigen Klammer geben jeweils das Quadrat der Abweichung des 4-Güter-Schätzers vom 70-Güter-Schätzer in den beiden Teil-

regionen der Steiermark an. Diese Abweichungen sollen in beiden Regionen möglichst klein gehalten werden. Das dritte Produkt gibt nun die Varianz der Abweichungen zwischen den beiden Preisindizes der 4-Güter-Schätzer an. Diese Varianz soll ebenfalls minimiert werden, da man, wie unter 0 bereits erläutert, dasjenige Güterbündel identifizieren möchte, dessen Preise im ganzen Bundesland relativ konstant sind. Mit der Untersuchung der Abweichungen der 4-Güter-Preisindizes lässt sich nun ermitteln, inwiefern die Schätzer variieren.

In der Tabelle 7 lassen sich die Werte der Zielfunktion für die unterschiedlichen Güterbündel ablesen.

Tabelle 7: Werte der Zielfunktion für alternative Güterbündel

Güterbündel	Gewicht im Warenkorb	Wert der Zielfunktion
1) Wohnungsmieten 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser 3) Betriebskosten Mietobjekte 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	15,3080 %	12,93
1) Mischbrotwecken 2) Vollkornbrot 3) Weißbrot, Baguette 4) Maschinensemmel	0,8077 %	14,63
1) 1 Liter Normalbenzin 2) 1 Liter Superbenzin 3) 1 Liter Dieseltreibstoff 4) 1 Liter Motoröl	2,803 %	84,23

Vergleicht man nun die Werte der Zielfunktion für die einzelnen Güterbündel, erkennt man, dass die Zielfunktion für das erste Güterbündel minimiert wird. Daher ist unter den drei vorgestellten Güterbündeln dieses auszuwählen. Das vorgestellte Instrument der Minimierung einer Zielfunktion gibt allerdings keinerlei Auskunft darüber, welcher Wert für die Zielfunktion optimal ist. Dies ist eine Vorgabe, die beispielsweise durch eine Begrenzung des Budgets für die Erhebung von Preisen gegeben wird.

Das Ergebnis ist jedoch mit Einschränkungen zur Kenntnis zu nehmen, da zur Berechnung der Zielfunktion nur auf die Preismesszahlen auf Bezirksebene zurückgegriffen wurde. Für die Berechnung der Schätzer ist dies unproblematisch, nicht jedoch für die Berechnung der Varianz. So konnte hier nur die Varianz zwischen den einzelnen Bezirken und nicht die Varianz innerhalb eines Bezirks berücksichtigt werden. Man kann das vorliegende Ergebnis aber dennoch zumindest als eine Annäherung an ein optimales Ergebnis betrachten.

4.3.2.2 Berechnung des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten

Als Ergänzung wird nun noch analysiert, inwiefern die Preisindizes für die verschiedenen Güterbündel den 70-Güter-Preisindex für die einzelnen Bezirke erklären, in-

dem das Bestimmtheitsmaß für die unterschiedlichen Regressionen berechnet wird. Darüber hinaus gibt Tabelle 8 auch noch das Bestimmtheitsmaß für drei weitere Güterbündel an.

Tabelle 8: Werte des Bestimmtheitsmaßes und des Rangkorrelationskoeffizienten für alternative Güterbündel

Güterbündel	Gewicht im Warenkorb	Bestimmtheitsmaß R^2	Rangkorrelationskoeffizient
Güterbündel 1 1) Wohnungsmieten 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser 3) Betriebskosten Mietobjekte 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	15,3080 %	0,9515	0,9804
Güterbündel 2 1) Mischbrotwecken 2) Vollkornbrot 3) Weißbrot, Baguette 4) Maschinensemmel	0,8077 %	0,2317	0,4608
Güterbündel 3 1) 1 Liter Normalbenzin 2) 1 Liter Superbenzin 3) 1 Liter Dieseltreibstoff 4) 1 Liter Motoröl	2,803 %	0,0377	-0,1225
Güterbündel 4 Mieten, selbstgenutztes Wohneigentum und Kraftstoffe (Warenkorb aus 0)	14,52 %	0,8034	0,9681
Güterbündel 5 Güterbündel 1 + Güterbündel 2 + Gebäck (Gut aus dem Bereich Bäckerei, das nicht Teil von Güterbündel 2 ist)	16,47 %	0,957	0,9804
Güterbündel 6 Neun zufällig ausgewählte Güter	4,59 %	0,6291	0,8015
Güterbündel 7 1) Wohnungsmieten 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser	11,86 %	0,8773	0,9363
Güterbündel 8 alle Güter ohne 1) Wohnungsmieten und 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser	15,41 %	0,4654	0,6397
Güterbündel 9 alle Güter ohne 1) Wohnungsmieten 2) Kosten (fikt. Mieten) für Eigentumswohnungen & -häuser 3) Betriebskosten Mietobjekte und 4) Betriebskosten Eigentümerwohnungen & Hauseigentümer	11,96 %	0,2125	0,1299

Wie man in der Tabelle 8 ablesen kann, weist das Güterbündel 1 deutlich das höchste Bestimmtheitsmaß der ersten drei Güterbündel auf, die alle auf nur vier Gütern basieren. Die Varianz des Preisindex des 70-Güter-Warenkorbes wird von dem Preisindex,

der auf diesem Güterbündel basiert, zu etwa 95 Prozent erklärt. Man kann hier den Schluss ziehen, dass es durchaus sinnvoll erscheint, mit einem – geeignet gewählten – 4-Güterbündel zu arbeiten. Zur Bestimmung der Preisindizes in den einzelnen Bezirken eines Bundeslandes kann es also ausreichen, wenn man einen Schätzer verwendet, dem weitaus weniger als 70 verschiedene Güter zugrunde liegen.

Zu klären ist allerdings noch, ob sich das Bestimmtheitsmaß durch Ergänzung um weitere Güter noch erhöhen lässt. Aus diesem Grunde wurde das Bestimmtheitsmaß für drei weitere Preisindizes (Güterbündel 4–6) ausgerechnet. Güterbündel 4 entspricht demjenigen, das in der OGM-Studie zur Bestimmung des Preisindex für die Bezirke verwendet wurde. Neben diesem Bündel, dessen Gesamtgewicht im Warenkorb etwa 14,5 Prozent beträgt, wurden noch zwei weitere Preisindizes bestimmt, die aus je neun Güter umfassenden Bündeln bestehen.

Für das vierte Güterbündel erhält man ein Bestimmtheitsmaß von 0,8034, ein Wert, der angesichts geringer Erhebungskosten eine Approximation des 70-Güter-Preisindex durch Güterbündel 4 vertretbar erscheinen lässt. Interessant ist hier aber noch ein Blick auf die anderen beiden Güterbündel. Während das fünfte Güterbündel eine Zusammenfassung aus Güterbündel 1 und 2 ergänzt um ein weiteres Gut aus dem Bäckereibereich ist, besteht Güterbündel sechs aus neun zufällig ausgewählten Gütern des regionalen Warenkorbs.

Für Güterbündel 5, das ein Gewicht von 16,47 Prozent besitzt, nimmt das Bestimmtheitsmaß einen Wert von 0,957 an, während das Bestimmtheitsmaß für Güterbündel 6 bei einem Gewicht von 4,86 Prozent 0,6291 ist. Das bedeutet, dass der Preisindexschätzer für Güterbündel 5 die Varianz des 70-Güter-Preisindex zu 95,7 Prozent erklärt. Dies ist zwar ein hoher Wert, jedoch ist die Erhöhung im Vergleich zu Güterbündel 1 nur marginal.

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt man, wenn man die Werte des Rangkorrelationskoeffizienten betrachtet. Auffallend ist hier, dass der Rangkorrelationskoeffizient für Güterbündel 1, für Güterbündel 4 und auch für Güterbündel 5 sehr nahe an 1 ist. Dies bedeutet, dass sich auch mit Güterbündel 4 die Rangfolge der Preisindizes für die einzelnen Bezirke gut schätzen lässt und dies nicht nur sehr gut mit Güterbündel 1 und 5 möglich ist.

Abschließend wollen wir die Bedeutung und die Erklärungskraft der Kategorie Wohnen für das regionale Preisniveau noch detaillierter analysieren. Zu diesem Zweck haben wir das Bestimmtheitsmaß für einen Preisindex ausgerechnet, der nur auf den beiden Gütern Wohnungsmieten und fiktiven Mieten für Eigentumswohnungen und Häuser basiert (Güterbündel 7). Für dieses Güterbündel, das ein Gewicht von 11,86 Prozent besitzt, erhält man ein Bestimmtheitsmaß von 0,8773

sowie einen Rangkorrelationskoeffizienten von 0,9363!¹⁰ Nimmt man hingegen alle 68 übrigen Güter aus unserem 70 Güter umfassenden Warenkorb (Güterbündel 8), so erhält man lediglich ein Bestimmtheitsmaß von 0,465 in Bezug auf den gesamten Warenkorb. Dies gilt, obwohl das Gewicht mit 15,41 Prozent deutlich höher als im Fall der beiden Wohnungsgüter ist. Das entsprechende Güterbündel hat also einen deutlich höheren Erklärungsgehalt im Hinblick auf das Preisniveau als die Gesamtheit aller anderen Güter.

4.3.3 Schlussfolgerung

Die in diesem Abschnitt durchgeführte Überprüfung der Indexpositionen auf deren Relevanz liefert eine Abschätzung, wie viele Indexpositionen erhoben werden müssen, um zu einer akzeptablen Güte der Preisindexmessung zu kommen. So zeigt sich, dass ein Bestimmtheitsmaß von 0,6 zu erreichen ist, selbst wenn die neun Güter zufällig ausgewählt sind. Ein von Experten ausgewähltes Güterbündel aus nur sechs Gütern, das etwa 15 Prozent des Gesamtgewichts umfasst, kann die Varianz eines Preisindex, der auf Grundlage eines siebzig Güter umfassenden Warenkorbs gebildet wurde, schon zu 80 Prozent erklären. Das bedeutet, dass sich eine Vorgehensweise, die die Preiserhebung auf Bezirksebene nur auf den Wohn- und Kraftstoffbereich beschränkt, zwar grundsätzlich rechtfertigen lässt, auf der anderen Seite aber sogar durch eine Verringerung des Güterbündels ein noch besseres Ergebnis erreicht werden kann. So kann man bei einem auf zwei Gütern basierenden Preisindex ein Bestimmtheitsmaß von 0,8773 erreichen, ohne dass man die Kraftstoffpreise berücksichtigen muss. Für andere Güterbündel, die beispielsweise aus vier Gütern bestehen, ergeben sich aber noch deutlich bessere Werte wie z. B. ein Bestimmtheitsmaß von 0,9515, ein Wert, der auf einen guten Schätzer hinweist. Es wäre also im vorliegenden Fall der Steiermark ausreichend, statt der Preise des Wohnungsbereichs und der Kraftstoffpreise die Preise des Wohnungsbereichs samt Betriebskosten zu erheben, um eine sehr gute Schätzung des Preisindex zu erhalten. Selbst ohne die Berücksichtigung der Betriebskosten erhält man noch eine gute Schätzung.

Hat man allerdings nur ein Interesse an der Reihung der einzelnen Bezirke hinsichtlich ihres Preisindex, könnte auch Güterbündel 7, das nur Mieten und Kosten für selbstgenutztes Eigentum umfasst, als Schätzer völlig ausreichen, da der Wert für den Rangkorrelationskoeffizienten mit 0,9363 sehr nahe an den für Güterbün-

¹⁰ Überraschend ist an dieser Stelle, dass das Bestimmtheitsmaß für das Güterbündel 7 höher ist als für das zusätzliche Güter (nämlich Kraftstoffe) enthaltende Güterbündel 4. Die Erklärung hierfür liegt wohl daran, dass die Kraftstoffe lediglich „Noise“ hinzufügen. Dies ist aus den Berechnungen für Güterbündel 3 ersichtlich, die ein Bestimmtheitsmaß von 0,03 aufweisen.

del 1 herankommt. Unsere Ergebnisse zeigen andererseits auch, dass Analysen, die die Kategorie Wohnen ausblenden, kaum zu zufriedenstellenden Resultaten im Hinblick auf die regionalen Preisniveaus führen dürften.

Man muss an dieser Stelle noch erwähnen, dass es Güterbündel geben könnte, die noch bessere Ergebnisse liefern könnten, als die von uns analysierten. Des Weiteren muss man einschränkend erwähnen, dass es sich bei unseren Aussagen um das Ergebnis einer Querschnittsanalyse handelt. Es ist also nicht gesichert, dass sich diese Ergebnisse ohne Weiteres auf zukünftige Perioden übertragen lassen. Dazu wäre es notwendig, eine Längsschnittanalyse durchzuführen.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Arbeit stellte österreichische Studien aus den Jahren 2004 und 2005 vor, die regionale Preisindizes auf Ebene der (österreichischen) Bundesländer und Bezirke abgeleitet haben. Neben der Präsentation der Vorgehensweise und Ergebnisse dieser Studien lag der Schwerpunkt der Arbeit auf deren statistischen Evaluierung. Untersucht wurde dabei insbesondere die Frage, inwieweit eine auf wenige Güter beschränkte Erhebung zu aussagekräftigen Ergebnissen führt. Die Ergebnisse sind vor dem Hintergrund knapper Budgets für umfangreiche Datenerhebungen als sehr positiv zu bezeichnen. Es wurde gezeigt, dass der Preisindexschätzer eines aus vier Gütern bestehenden Bündels die Varianz eines auf Basis von siebenzig Gütern abgeleiteten Preisindexes zu mehr als 95 Prozent erklären kann. Wichtig ist hier allerdings eine geeignete Auswahl der Güter. Die statistische Analyse kann hier a priori Vermutungen unterstützen und gegebenenfalls korrigieren. Unsere Resultate unterstreichen hier die besondere Bedeutung, die der Kategorie Wohnen im Hinblick auf die regionalen Preisniveaus zukommt.

Ein weiterer Schwerpunkt dieses Aufsatzes lag darauf, wie eine bestehende Datenbasis zur Optimierung zukünftiger Studien zur Bestimmung regionaler Preisindizes verwendet werden kann. Dieses Vorgehen liefert auch eine erste Abschätzung davon, welche Erkenntnisse und vor allem welcher Nutzen von einer mehrstufigen Vorgehensweise mit Pilot- und Hauptstudie zu erwarten sind. Wir haben eine einfache Anwendung mit nur zwei Güterkategorien und demzufolge sehr beschränktem Optimierungspotenzial betrachtet. Je nachdem ob die Qualität bei gegebenen Kosten maximiert oder die Kosten bei gegebener Qualität minimiert werden sollen, kann man zeigen, dass schon in diesem Szenario Kosteneinsparungen bzw. Qualitätsverbesserungen im Ausmaß von 6–7 Prozent durch eine optimierte Ausgestaltung der Erhebung erreichbar sind.

Natürlich muss hier festgehalten werden, dass unsere Ergebnisse nur eine Momentaufnahme liefern. Es ist auch zu fragen, inwiefern in unserem Fall die Daten aus der Steiermark und deren Bezirke repräsentativ für ganz Österreich sind. Hier sind unsere Ergebnisse abhängig von der zur Verfügung stehenden Datenbasis. Unsere Arbeit zeigt aber auf, wie man die Ergebnisse einer repräsentativ konzipierten Pilotstudie zur Vorbereitung einer umfassenden Studie verwenden könnte.

Inwiefern die Vorgehensweise aus einem kleinen, relativ homogenen Land wie Österreich auf Deutschland übertragen werden kann, ist natürlich im Detail zu klären. Inwieweit zur Bestimmung regionaler Preisindizes zum Beispiel VPI-Daten herangezogen werden können, ist nicht ohne das Statistische Bundesamt zu klären. Die Strukturen mit großen, bundesweit tätigen Handelsketten hier wie dort und einer zunehmenden Bedeutung von Online-Handel im Bereich „handelbarer“ Güter lassen aber nicht darauf schließen, dass einer Übertragung grundsätzliche Probleme entgegenstehen.

6 Literatur

- Biggeri, Luigi, De Carli, Rita und Laureti, Tiziana (2008): The interpretation of the PPPs: a method for measuring the factors that affect the comparisons and the integration with the CPI work at regional level, <http://www.unece.org/stats/documents/ece/ces/ge.22/2008/mtg1/zip.26.e.pdf>.
- De Carli, Rita (2008): An experiment to calculate PPPs at regional level in Italy: procedures adopted and analyses of the results. <http://www.unece.org/stats/documents/ece/ces/ge.22/2008/mtg1/zip.56.e.pdf>.
- Fahrmeir, Ludwig; Künstler, Rita; Pigeot, Iris; Tutz, Gerhard (2004): Statistik – Der Weg zur Datenanalyse, 5. Auflage, Springer Verlag (Heidelberg).
- Götz, Georg (2006): Regionale Preisindizes und Realeinkommen in Österreich, Vortrag an der Universität Wien beim Sommerseminar der GfR und des IAB in Dresden, 6./7.7.2006.
- OGM (2008): Reale Kaufkraft 2008 OGM, unveröffentlichte Publikation.
- OGM (2005): Die Einkommen der Bundesländer unter Berücksichtigung der regionalen Preisniveaus, http://www.ogm.at/pdfs/Reale_Kaufkraft_2005.pdf.
- Statistik Austria (2008): Gliederung Österreich in NUTS-Einheiten, www.statistik.at/web_de/static/gliederung_in_nuts-einheiten_023722.pdf.
- Statistik Austria (2006): Standard-Dokumentation Metainformationen zum Verbraucherpreisindex und Harmonisierter Verbraucherpreisindex, http://www.statistik.at/web_de/wcmsprod/groups/gd/documents/stdok/003214.pdf#pagemode=bookmarks.

von der Lippe, Peter (2007): Index Theory and Price Statistics, Peter Lang GmbH (Frankfurt am Main).

Winker, Peter (2007): Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie, 2. Auflage, Springer-Verlag (Heidelberg).

Wingfield, Damon, Fenwick, David, Smith, Kevin (2005): Relative regional consumer price levels in 2004, Economic Trends 615, February 2005.

Die Erhebung von regionalen Preisunterschieden in Deutschland

Rupert Kawka

*Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt
für Bauwesen und Raumordnung*

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	397
2	Eine Studie des Statistischen Reichsamts 1942.....	398
3	Der regionale Preisindex des BBSR.....	401
3.1	Methodische Grundlagen des BBSR-Preisindex.....	401
3.2	Zentrale Ergebnisse des BBSR-Preisindex.....	406
4	Schlussfolgerungen.....	415
5	Literatur.....	416

1 Einleitung

Informationen zu regionalen Preisunterschieden standen bislang für Deutschland nur in geringem Maß zur Verfügung. Zwischen 1942 und 2009 – den Erscheinungsdaten für zwei umfassende Studien, die im Folgenden näher vorgestellt werden – gab es lediglich Untersuchungen für wenige Güter oder ausgewählte Regionen bzw. Raumtypen. Beispiele hierfür sind die Arbeiten von Arnsmeyer (1956) über die räumlichen Unterschiede von Rinder- und Schweinepreisen, von Werner (1970) über 45 Gemeinden in Baden-Württemberg, von Grimmer/Schulz-Borck (1982) zu 116 Gütern in 362 Gemeinden unter 20.000 Einwohnern in Bayern, von Struff/von Wilamowitz-Moellendorff (1983) in 41 Gemeinden in Bayern und Nordrhein-Westfalen und von Buschle (1997) zu 120 Lebensmitteln in zwölf Ballungsräumen. Eine Gesamtbetrachtung war allerdings nie möglich, da die Arbeiten für einen Vergleich untereinander zu verschieden waren.

Die obige Auflistung muss um drei Arbeiten aus dem Statistischen Bundesamt ergänzt werden: Rostin (1979) untersuchte 31 Städte, Angermann (1989) erhob die Preise in 4 Städten und Ströhl (1994) analysierte 50 Städte. Allerdings bezogen die erst- und letztgenannte Studie die Mieten nicht ein. Daher hatten die Ergebnisse nur einen eingeschränkten Aussagewert, und die recht geringe Variation im Preisindex unterschätzte das wahre Ausmaß der Preisunterschiede. Hingegen bezog die Arbeit von Angermann (1989) auch das Mietpreisniveau ein. Da aber die Stichprobe recht klein war, erreichte diese Arbeit nicht den Bekanntheitsgrad der anderen beiden Studien aus dem Statistischen Bundesamt. Insbesondere die Arbeit von Ströhl (1994) wurde in den nachfolgenden Jahren immer wieder um die Mieten ergänzt und mithilfe von Regressionsmodellen auf andere bzw. sogar alle Teilräume übertragen – so etwa von Mehnert (1997), Ludwig et al. (2003), Roos (2006), Kosfeld/Eckey/Lauridsen (2007) und Blien et al. (2007). Dabei stellt sich aber insbesondere die Frage, inwiefern die Preise für Städte auf ländliche Regionen übertragen werden können. Eine zweite Ergänzung zu der Liste mit Untersuchungen über regionale Preisunterschiede muss zwei Studien aus Bayern erwähnen: Die GfK (1982) untersuchte 29 Gemeinden in Bayern, das Bayerische Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie (2003) veröffentlichte eine Untersuchung zu 21 Gemeinden in diesem Bundesland.

Viele dieser Arbeiten wurden methodisch kritisiert – beispielsweise die bayerische Studie durch von der Lippe/Breuer (2008). Aber alle Studien haben dazu beigetragen, das Thema der regionalen Preisvergleiche in der Diskussion zu halten und weiter zu entwickeln. Dazu zählen auch beispielsweise die Vergleiche von öffentlichen Gebühren, die häufiger in der Presse zu lesen sind.

Zwei Studien sollen im Folgenden näher vorgestellt werden – die des Statistischen Reichsamts und des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung

(BBSR). Sie unterscheiden sich von den eben genannten Arbeiten, weil sie nicht nur Teilräume oder Stichproben untersuchen, sondern alle Gemeinden über 5.000 Einwohner bzw. alle Landkreise und kreisfreien Städte einbezogen haben.

2 Eine Studie des Statistischen Reichsamts 1942

Ein Aufsatz zu regionalen Lebenshaltungskosten – erschienen kurz nach dem zweiten Weltkrieg – beginnt mit dem Satz „Soweit regionale Lebenshaltungskostenvergleiche bekannt geworden sind, dienten sie fast stets polemischen Erörterungen“ (Gleitze 1951: 39). Der zweite Teil des Satzes soll nicht näher kommentiert werden, und es geht aus dem Aufsatz auch nicht hervor, worauf sich Gleitze bezog. Viel wichtiger ist aber die Vorsicht des Autors im ersten Teil des Satzes. Sie war gerechtfertigt, denn eine wichtige Studie, die keine polemische Absicht hatte, gab es nämlich. Sie war aber nicht bekannt geworden, daher erwähnte sie Gleitze auch nicht. In den Jahren 1941 und 1942 erstellte das Statistische Reichsamt einen regionalen Preisindex:¹ Dabei wurden die Lebenshaltungskosten für eine vierköpfige Familie je Monat in 6.918 Gemeinden des damaligen Deutschen Reichs einschließlich der besetzten Gebiete erhoben. Die Arbeit bezog alle Orte mit mehr als 5.000 Einwohnern ein, darüber hinaus wurde eine Vielzahl von kleineren Gemeinden untersucht. Der zugrunde gelegte Warenkorb bestand aus 131 Waren und Dienstleistungen. Neben den Gesamtkosten wies die Studie die Kosten für die fünf Untergruppen Ernährung, Bekleidung, Heizung und Beleuchtung, Wohnung sowie Verschiedenes (Güter für die Körperpflege, Bildung, Unterhaltung, Einrichtung oder Verkehr) gesondert aus. Der Grund für die Erhebung ergab sich „aus den lohnpolitischen Bedürfnissen des Reichsarbeitsministeriums (jetzt Generalbevollmächtigter für den Arbeitseinsatz), auf dessen Veranlassung die Untersuchung durchgeführt worden ist“ (Statistisches Reichsamt 1942: 1). Wie dies zu interpretieren ist, geht aber aus der kurzen methodischen Beschreibung nicht hervor.

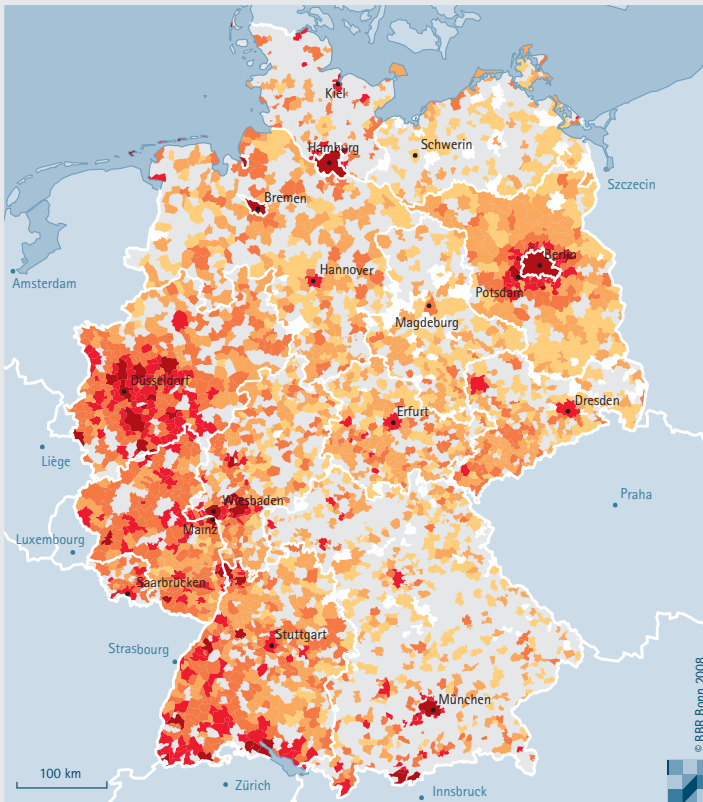
Die Arbeit blieb wohl aus verschiedenen Gründen unbekannt: Sie war als „Nur für den Dienstgebrauch“ eingestuft, und somit hatte nur ein eingeschränkter Personenkreis Zugang zu ihr. So erwähnte sie beispielsweise Möller (1943) nicht, auch wenn sein Aufsatz zeitnah zu der damaligen Erhebung erschien. Nach dem Krieg waren die Daten vielleicht schlagartig veraltet, und die Menschen hatten damals sicher andere Probleme, als sich der rezenten Wirtschaftsgeschichte zu widmen. Ferner stellte es wohl auch eine Schwierigkeit dar, die über 41.000 Informationen zu verarbeiten. Aber auch noch zu Zeiten des Deutschen Reichs scheinen die

¹ Eigentlich handelt es sich nicht um einen Preisindex, sondern um die Kosten für einen Warenkorb, die als Aufwandssummen bezeichnet wurden.

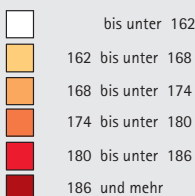
Ergebnisse nicht im großen Maßstab ausgewertet worden zu sein. Lediglich eine Darstellung auf der Ebene der 31 Gaue ist fragmentarisch bekannt, weil sie Jacobs (1971) zitiert. Spätere Arbeiten, die auf den Originaldaten basieren, konnten nicht gefunden werden, und so ist die Arbeit wohl in Vergessenheit geraten. Ein Hinweis dafür ist auch, dass Evers/Schmucker/Teich (1963) die Studie in ihrer umfangreichen Bibliographie im Thema nicht aufführen, ebenso erwähnt sie Wagner (2008) in ihrer Arbeit über die Entwicklung des Lebensstandards in Deutschland nicht.

Abbildung 1: Regionale Preisunterschiede im Jahr 1942

Lebenshaltungskosten 1942



Örtlicher Preis für einen Referenz-
warenkorb 1942 in Reichsmark



Datenbasis: Statistisches Reichsamt 1942
Geometrische Grundlage:
BKG, Verbandsgemeinden, 31.12.2006

Anmerkung: Die originalen Daten sind
bevölkerungsgewichtet den heutigen
Verbandsgemeinden zugeordnet.

Welche Aussagen können nach einer ersten Sichtung des Materials aus den Preisinformationen gezogen werden? Bezogen auf die Gemeinden des heutigen Bundesgebiets ergibt sich folgendes Bild (vgl. Abbildung 1):²

- Berlin war die teuerste Stadt im heutigen Bundesgebiet, der Warenkorb kostete 199,64 Reichsmark. An zweiter Stelle lag Freiburg, die Aufwandsumme betrug dort 197,61 Reichsmark.
- Teure Regionen waren das Ruhrgebiet, der Oberrhein und die Bodenseeregion.
- Die Stadt Cochstedt im heutigen Sachsen-Anhalt war am günstigsten, der Warenkorb kostete dort 155,20 Reichsmark.
- Eine periphere und stadtferne Lage wirkte sich preismindernd aus. Dies wird in Abbildung 1 besonders am Beispiel von Berlin deutlich.
- Darüber hinaus waren die Preise in manchen prestigeträchtigen Orten hoch. Beispiele hierfür sind der badische Kurort Badenweiler, Westerland auf Sylt oder Gliencke und Königs Wusterhausen im Berliner Umland. Diese Gemeinden waren mit 2.400 bis 6.600 Einwohnern recht klein, aber die Kosten für den Warenkorb beliefen sich auf 192,50 bis 193,10 Reichsmark.
- Generell lässt sich kein Zusammenhang zwischen der Einwohnerzahl und der Aufwandsumme ableiten. Zwar steigen die Preise mit der Einwohnergrößenklasse der Gemeinden, aber es gibt dabei so viele Ausnahmen, dass der Korrelationskoeffizient bei den unklassifizierten Daten bei lediglich $C_{\text{corr}} = 0,181$ liegt.

Diese Ergebnisse zeigen sich auch in anderen Studien (vgl. hierzu die Literaturauswertung in Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung 2009: 7 ff.): Größere Städte sind häufig teurer als kleinere, allerdings sind viele kleine Gemeinden nicht unbedingt günstiger. Orte, die eine besondere Bedeutung für den Fremdenverkehr haben, sind in der Regel teurer. Nicht ganz eindeutig ist der Einfluss der Lage: Gemäß Snedden Economics and Market Research (2003) haben periphere Regionen aufgrund höherer Transportkosten teilweise höhere Preise. Ebenso zeigte das Australian Bureau of Statistics (2005) auf, dass die Preise bei Anbindung an das Bahnnetz oder Abkoppelung davon sanken bzw. stiegen.

Erwähnenswert ist im Zusammenhang mit dieser Studie, dass viele methodische Probleme damals angesprochen wurden, die heute noch relevant sind: Eine Frage war, wie mit fehlenden Angaben umgegangen werden sollte. Das Statistische Reichsamt nahm in diesen Fällen ersatzweise die Werte der nächstgelegenen Kreisstadt, wo in der Regel auch die Einkäufe erfolgten. Ferner wurde überlegt, ob einheitliche oder regional differenzierte Warenkörbe besser geeignet seien. Eine

² Herrn Günter Hinkes von der Bibliothek des Statistischen Bundesamts sei für seine Suche nach dieser Studie gedankt, ebenso gilt mein Dank Frau Gabriele Costa vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung für die Datenerfassung zur weiteren Auswertung.

weitere Diskussion bezog sich auf die Mieten. Hier gab es – scheinbar kriegsbedingte – Probleme bei der Datenerhebung, ferner wurde die Vergleichbarkeit von Alt- und Neubauwohnungen thematisiert.

3 Der regionale Preisindex des BBSR

3.1 Methodische Grundlagen des BBSR-Preisindex

Wie in der Einleitung erwähnt, fehlte für Deutschland ein aktueller regionaler Preisindex. Daher hat sich das BBSR entschlossen, einen Preisindex zu erstellen, ebenso sollte abgeschätzt werden, welche methodische Vorgehensweise dafür geeignet ist. Das Ergebnis konnte im Jahr 2009 vorgestellt werden. Bei der Erstellung eines regionalen Preisindex hatten insbesondere fünf Aspekte eine besondere Bedeutung:

- Datenbeschaffung und der Umgang mit Qualitätsunterschieden
- Umgang mit Datenlücken
- Erhebungszeitraum
- Raumbezug
- Gewichtung der einzelnen Warengruppen
- Berechnung des Index.

Datenbeschaffung und Umgang mit Qualitätsunterschieden

Die Basis für eine Untersuchung von regionalen Preisunterschieden sind viele einzelne Preisinformationen. Idealerweise stehen für jedes Gut und jede Region viele Daten zur Verfügung, um Stichprobenfehler möglichst gering zu halten. Praktisch ist dies aber nicht immer möglich. Zwei Aspekte spielen dabei eine besondere Rolle: die tatsächliche Erhebung der Daten in einem angemessenen Zeitraum und Qualitätsunterschiede.

Es können drei Arten von Gütern unterschieden werden. Für eine erste Gruppe sind die Preise mit einem vertretbaren Aufwand zu erheben, weil etwa entsprechende Datenbanken vorhanden sind. Beispiele hierfür sind die Internetseiten www.kostenguenstiger.de für Holzpellets oder www.fastenergy.de für Heizöl. Diese beiden Güter können auch hinsichtlich ihrer Qualität verglichen werden, bzw. sie haben eine standardisierte Mindestqualität. Damit sind die Preise nicht oder nur in geringem Ausmaß durch Qualitätsunterschiede beeinflusst.

Gewissermaßen als Gegenpol dazu existiert eine zweite Gruppe von Gütern, deren Preise nicht erhoben werden können. Grund dafür kann sein, dass die Qualitätsunterschiede sehr hoch sind und insbesondere dadurch die Preise variieren – beispielsweise bei Eintrittskarten für die Oper oder das Theater. Ein weiterer Grund kann sein, dass die Preisinformationen nur mit unverhältnismäßig hohem

Aufwand erhoben werden können. Dies ist etwa bei Kindergärten der Fall. Eine Erhebung ist theoretisch möglich, würde aber sehr viele Ressourcen binden, weil die Kosten von Gemeinde zu Gemeinde und von Träger zu Träger variieren können.

Zwischen diesen beiden Extremen gibt es Güter, deren Preise mit vertretbarem Aufwand erhoben werden können und die auch ziemlich gut vergleichbar sind. Sie bilden die dritte Gruppe. Die Datenerfassung kann unterschiedlich aufwändig sein. So existieren beispielsweise Zusammenstellungen der regionalen Tageszeitungen. Dies erleichtert die Suche nach den Abonnement- und Anzeigenpreisen im Internet. Im Idealfall kann auf bereits vorhandene Datenbanken z. B. für Hotels zurückgegriffen werden. Bisweilen – wie etwa bei Fahrschulen – muss auch das Internet systematisch nach entsprechenden Informationen durchsucht werden. Wie bereits angedeutet, sind die Güter dieser dritten Gruppe häufig nicht vollständig untereinander vergleichbar. Natürlich stellt sich die Frage, ob etwa der Unterricht in zwei verschiedenen Fahrschulen immer dasselbe Gut darstellt. Selbst wenn zwei Fahrschüler die Fahrprüfung mit derselben Zahl an Fahrstunden bestanden haben, kann die Qualität des Unterrichts variieren. Eine vollständige Vergleichbarkeit ist daher in diesem Beispiel nicht gegeben, aber der vermutliche Qualitätsunterschied muss hingenommen werden. In einigen wenigen Fällen können Qualitätsunterschiede bis zu einem gewissen Grad ausgeglichen werden – indem etwa nur Dreisternehotels in den Vergleich einbezogen werden. Durch die Klassifizierung gibt es eine gewisse Vergleichbarkeit, auch wenn es z. B. bessere und schlechtere Dreisternehotels gibt.

Eine weitere Möglichkeit, den Einfluss von Qualitätsunterschieden zu mindern, ist die Aggregation von Individualdaten auf einer größeren räumlichen Ebene. Ein Beispiel hierfür sind die Pflegeheime: Der Preis für einen Pflegeheimplatz ist stark abhängig von der Qualität der Einrichtung. Wenn aber insgesamt 7.323 Pflegeheime mit ihren Kosten in den Datensatz eingehen, gleichzeitig aber regional aggregiert werden, dann wird der Einfluss der Qualitätsunterschiede zumindest in einem gewissen Maß gemindert. Aber das gilt nur unter der Voraussetzung, dass besonders gute und damit teure bzw. besonders schlechte und günstige Pflegeheime zufällig über den Raum verteilt sind und sich nicht regional konzentrieren. Darüber hinaus besteht die Möglichkeit, qualitativ vergleichbare Preise zu erheben, indem die Daten bei großen Geschäften mit vielen Filialen erfragt werden. Dankenswerterweise haben folgende Unternehmen die Erhebung des BBSR unterstützt: Auto-Teile-Unger, die Schmuckkette Bijou Brigitte, Dänisches Bettenlager, Deutsche BP Aktiengesellschaft, dm Drogeriemarkt, Hennes & Mauritz und der Baumarkt OBI. Damit konnten viele Informationen für identische Güter in den Gesamtindex eingehen. Gleichzeitig wird aber durch diese Methode unterstellt,

dass die Konsumenten ihre Einkäufe nur oder hauptsächlich in diesen großen Geschäften tätigen.

Generell gilt: Qualitätsunterschiede prägen fast immer die erfassten Güter und beeinflussen meist die Datenerhebung. Sie können so stark sein, dass keine sinnvolle Erfassung der Informationen möglich ist – weil die Güter unvergleichbar werden und es keine Möglichkeit gibt, den Einfluss der Unterschiede ohne Zusatzinformationen zu mindern. Bei fast allen einbezogenen Gütern können Qualitätsunterschiede gefunden und als Argument gegen die Verwendung dieser Güter herangezogen werden. Dabei sollte aber zuerst die Frage gestellt werden, ob sie sich eventuell in so engen Grenzen halten, dass sie die Preise nicht in einem nennenswerten Ausmaß beeinflussen. Generell gilt – und das sollte akzeptiert werden: Ein regionaler Preisvergleich muss immer einen Kompromiss schließen zwischen annehmbaren Qualitätsunterschieden, erhebbarer Daten und dem Informationsgewinn als Ziel.

Zu einer vollständigen Darstellung der Datenquellen für den BBSR-Preisindex sei auf Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2009: 83 ff.) verwiesen.

Umgang mit Datenlücken

Ein regionaler Preisindex kann nur dann berechnet werden, wenn für alle Güter und alle Regionen die entsprechenden Preisinformationen vorliegen. Dies ist in der Realität nicht immer der Fall, somit muss ein Verfahren gefunden werden, die fehlenden Daten mit einer hohen Trefferwahrscheinlichkeit zu berechnen. Rostin (1979) und Ströhl (1994) haben fehlende Daten für einzelne Städte mit dem Mittelwert der jeweiligen Gemeindegrößenklasse ersetzt. Damit unterstellten sie allerdings einen Zusammenhang zwischen dem Preisniveau und der Einwohnerzahl, der in der Realität nicht gegeben ist. Auch das Statistische Reichsamt (1942) ergänzte fehlende Daten, indem, wie bereits erwähnt, der Preis für ein Gut in der nächstgelegenen größeren Gemeinde, in der Regel die Kreisstadt, verwendet wurde. Dabei wurde die plausible Annahme getroffen, dass das Gut dort gekauft wird. Bei der BBSR-Untersuchung wurden fehlende Werte auf zwei Arten berechnet: Bei einzelnen Lücken wurde der Mittelwert aus den Preisen der umliegenden Kreise stellvertretend herangezogen. Sofern es mehrere fehlende Werte gab und das Kartenbild ein räumliches Muster gezeigt hat, wurden diese Zahlen mithilfe eines Regressionsmodells geschätzt. Als exogene Variablen wurden zwei verschiedene Datenarten verwendet: Zum einen Dummies für die Bundesländer und die siedlungsstrukturellen Kreistypen, zum anderen metrische Informationen wie die Bevölkerungsdichte, das verfügbare Einkommen je Einwohner, die Bruttolohn- und -gehaltssumme je Arbeitnehmer und das Mietenniveau.

Erhebungszeitraum

Eine flächendeckende Erhebung von Preisinformationen benötigt Zeit, sofern nicht – wie 1942 – eine umfangreiche Erhebungsmannschaft mit Unterstützung der Gemeindeverwaltungen zur Verfügung stehen. Daher bezweifelt auch Kohlhuber (1992), dass regionale Preisunterschiede überhaupt in einer guten Genauigkeit erhoben werden können. Die GfK (1982) konnte die Preise in den 29 untersuchten Orten in Bayern innerhalb von neun Tagen erfassen. Ein flächendeckendes Vorgehen dauert aber länger, und somit muss die Annahme getroffen werden, dass die Preisrelationen zwischen den Regionen für die einzelnen Güter im Erhebungszeitraum gleichbleiben. Bei der BBSR-Studie stammen die meisten Daten aus den Jahren 2006 bis 2008, allerdings musste bei einzelnen Gütern auf frühere Informationen zurückgegriffen werden. Damit wird unterstellt, dass sich die Preise im Zeitverlauf über die Regionen hinweg gleichmäßig verändern, was sicher in der Realität nicht immer gegeben ist. Allerdings sollte dies nicht überbewertet werden, wie das Beispiel der Mietpreise zeigt: Der Korrelationskoeffizient der Mietpreise je m² der Jahre 2004 und 2008 beträgt $C_{\text{corr}} = 0,989$. Damit wird ersichtlich, dass die relativen Preisänderungen sehr gering sind und regionale Muster konstant bleiben. Und angesichts der Tatsache, dass die Mieten aufgrund ihres hohen Gewichts am Warenkorb den Preisindex dominieren, ist der Einwand von Kohlhuber (1982) in der Praxis zu vernachlässigen.

Raumbezug

Der regionale Preisindex gilt unter der Annahme, dass alle Güter am Wohnort gekauft werden. Dies ist aus mehreren Gründen eine starke Vereinfachung: Erstens sind nicht alle Güter am Wohnort verfügbar oder werden tatsächlich dort gekauft. Dies gilt nicht nur für die ländlichen Räume, sondern auch für städtische Vororte. Zweitens hat ein großer Anteil der Bevölkerung durch das Auseinanderfallen von Wohn- und Arbeitsort die Möglichkeit, ohne nennenswerte Transaktionskosten an unterschiedlichen Orten Preisunterschiede auszunutzen und einzukaufen. Drittens können immer mehr Güter über das Internet zu bundesweit einheitlichen Preisen gekauft werden, wodurch der Raumbezug gänzlich aufgehoben ist. Somit zeigt sich, dass mit einem größeren Raumbezug die Erhebung einfacher wird, gleichzeitig wird sie auch „richtiger“. Aber damit ist der Nachteil verbunden, dass die räumliche Differenzierbarkeit leidet. Welcher räumliche Bezug ist für eine Erhebung der Lebenshaltungskosten nun am besten geeignet – die Gemeinde, der Landkreis oder die noch größere Raumordnungsregion?

Für die Gemeinde spricht, dass sehr kleinräumige Unterschiede, z. B. zwischen kreisangehörigen Städten und ihren Vororten, erfasst werden können. Dies gilt aber auch nur dann, wenn die Vielzahl der Daten auch tatsächlich erhoben werden kann.

Gerade in kleineren Gemeinden ist dies nicht der Fall, und so konnte z. B. die zweite bayerische Erhebung von 2003 zwar in den drei größten Städten München, Nürnberg und Augsburg 73,4 Prozent des Warenkorbs erfassen, aber in den kleineren Gemeinden sank der Anteil auf lediglich 37,3 Prozent ab (Bayerisches Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie 2003). Wenn somit die Oberzentren in dieser Hinsicht wichtig sind, dann würden sich die Raumordnungsregionen anbieten. Das Ergebnis wäre aber ein recht grobes Bild, da Deutschland in nur 97 Raumordnungsregionen eingeteilt ist. Stadt-Umland-Unterschiede wären dann nicht mehr zu erfassen, es könnten nur großräumige Disparitäten dargestellt werden. Als Kompromiss zwischen den Gemeinden und den Raumordnungsregionen bieten sich somit die amtlichen Kreise bzw. die definierten Kreisregionen an. Die Ebene der Kreisregionen unterteilt das Bundesgebiet in 393 Einheiten, wobei kreisfreie Städte unter 100.000 Einwohner zusammen mit ihrem Umland betrachtet werden.³ Für diese räumliche Ebene können viele Daten erhoben werden, zudem ergibt sich eine gute räumliche Differenzierbarkeit.

Gewichtung der einzelnen Warengruppen

Der Anteil, den ein bestimmtes Gut an den Gesamtausgaben hat, ist eine wichtige Information, ohne die kein regionaler Preisindex berechnet werden kann. Der regionale Preisindex des BBSR stützt sich dabei auf die Angaben des Statistischen Bundesamts, das wiederum die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Grundlage dafür nutzt. Das Statistische Bundesamt benötigt diese Informationen zur Berechnung der Inflationsrate und passt die Gewichtungen im Zeitverlauf den tatsächlichen Gegebenheiten an. Es stellt sich nun die Frage, ob bei einem regionalen Vergleich die Gewichtungen nicht auch gemäß der Ausgabenstruktur eines repräsentativen Konsumenten über den Raum hinweg verändert werden müsste. So kann angenommen werden, dass in ländlichen Regionen weniger für die Miete und mehr für Verkehr als in Städten ausgegeben wird. In der Tat unterscheiden sich die Konsummuster zwischen den Bundesländern, wie das Statistische Bundesamt (2004: 72 und 82 ff.) aufzeigt: So lag 2003 der Ausgabenanteil für Miete in Hamburg bei 25,4 Prozent, in Thüringen bei 21,7 Prozent. Auf den Verkehr entfielen im Saarland 18,1 Prozent der Konsumausgaben, aber nur 16,5 Prozent in Mecklenburg-Vorpommern und 10,6 Prozent in Hamburg. Diese Unterschiede sind aber nicht allzu groß, und es kann erwartet werden, dass die Ergebnisse basierend auf einem bundesweit einheitlichen Warenkorb und einem regional differenzierten nicht stark voneinander abweichen. Dies bestätigt auch

3 Zum Teil handelt es sich um ehemalige Kreise, die es nach den Kreisgebietsreformen in Sachsen und Sachsen-Anhalt heute nicht mehr in dieser Form gibt. Die Studie hat die alten Kreise zugrunde gelegt.

die Untersuchung von Wingfield/Fenwick/Smith (2005: 39) für Großbritannien, die einen Korrelationskoeffizienten von $C_{\text{corr}} = 0,998$ zwischen den beiden Indices ermittelt hat.

Auch wenn die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe rund 60.000 Haushalte befragt und damit über eine breite Datenbasis verfügt, kann sie unter diesem Aspekt nicht ausgewertet werden, da die Einteilung in Bundesländer – oder zumindest Ost- und Westdeutschland – und in siedlungsstrukturelle Gebietstypen, korrigiert z. B. noch um die Haushaltsgröße, zu sehr kleinen Fallzahlen führt. Somit basiert die BBSR-Untersuchung auf einem deutschlandweit einheitlichen Warenkorb.

Berechnung des Index

Zur Berechnung des Preisindex stehen die Indices nach Laspeyres und nach Paasche zur Verfügung. Sie führen aber beide zu demselben Ergebnis, wenn einheitliche Warenkörbe zugrunde liegen. Zur Berechnung ist eine Basis nötig, und in Anlehnung an die drei Arbeiten des Statistischen Bundesamts wurde die Stadt Bonn dafür gewählt und mit einem Indexwert von 100 belegt.

3.2 Zentrale Ergebnisse des BBSR-Preisindex

Eckdaten des Index

Der regionale Preisindex des BBSR basiert auf einer Auswertung der Preise von 205 Gütern in 57 Warengruppen. Somit wird der Warenkorb des Statistischen Bundesamts auf der Ebene der Warengruppen hinsichtlich ihrer jeweiligen Gewichtungen zu 73,2 Prozent abgedeckt. Insgesamt fließen etwa 7,28 Mio. Einzelinformationen in den Gesamtindex ein. Zum Vergleich: Der Warenkorb des Statistischen Bundesamts zur Berechnung der Inflationsrate umfasst 685 Güter in 106 Warengruppen. Gemessen an anderen Studien ist der vom BBSR erfasste Anteil am Warenkorb sehr hoch: So konnte, wie bereits erwähnt, die zweite bayerische Erhebung von 2003 für die 21 Untersuchungsgemeinden lediglich einen Anteil von 37,3 Prozent erfassen, bei Grimmer (1983: 73) betrug der Wert 40 Prozent. Die Untersuchung, die den höchsten Anteil am Warenkorb erfasst, ist – nach dem Stand der eigenen Literaturrecherche – diejenige über die kanadische Provinz Alberta (Alberta Economic Development 2005). Dort liegt der Wert bei 84,7 Prozent. Somit kann von einer breiten Datenbasis beim BBSR-Preisindex gesprochen werden.

Räumliche Muster von einzelnen Güterpreisen

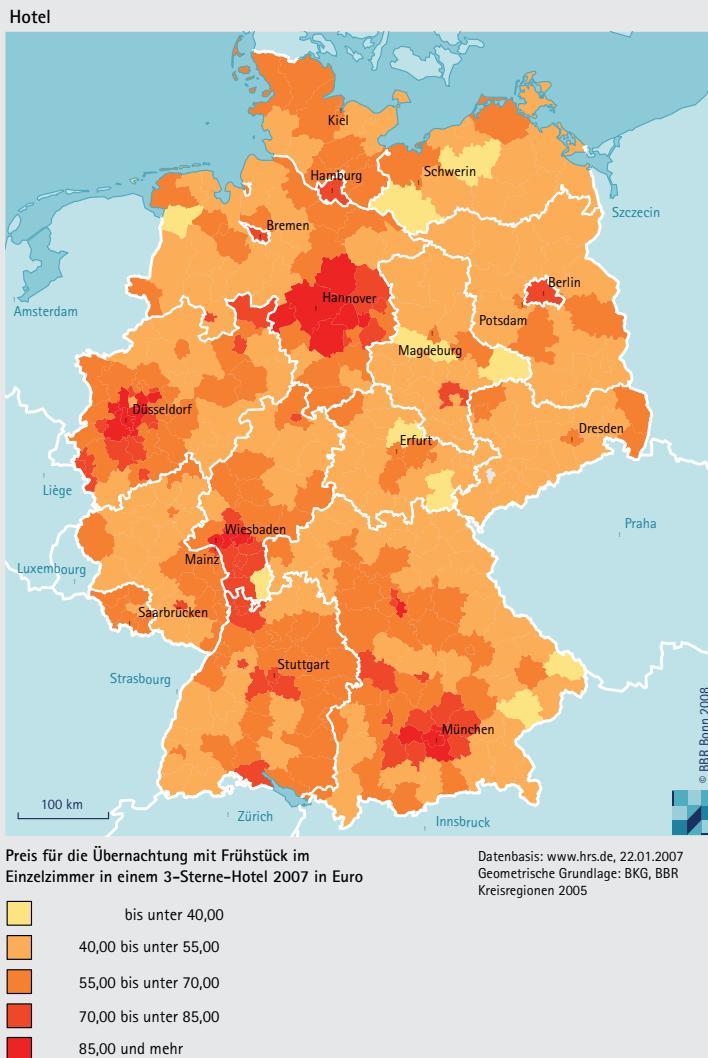
Es gibt in Deutschland mehrere dominierende Muster, wie sich die Preisunterschiede präsentieren: deutschlandweit einheitliche Preise, Stadt-Land-Unterschiede, Ost-West-Disparitäten, Nord-Süd- bzw. Süd-Nord-Gefälle und ohne ein interpretierbares räumliches Muster. Dabei gibt es vielfach Überlagerungen zwischen den Mustern, ebenso sind die Muster unterschiedlich deutlich ausgeprägt.

Einige Güter sind meist aufgrund gesetzlicher Bestimmungen in ganz Deutschland gleich teuer. Dazu gehören Bücher, Tabakwaren, die Kraftfahrzeugsteuer, Gebühren für den Reisepass oder für die Erstaussstellung des Führerscheins, Telefon- und Portogebühren, die Haftpflicht-, Unfall- und Rechtsschutzversicherung, überregionale Zeitungen, Bahnfahrten sowie die GEZ-Gebühr für Radio und Fernsehen. Ferner verlangen viele Kettengeschäfte einheitliche oder fast einheitliche Preise. Dies sind in erster Linie die Discounter und Franchisegeschäfte, deren Preise regional gar nicht oder nur sehr wenig differieren.

Bei einigen wenigen Gütern werden die Preise weder gesetzlich noch durch die Preispolitik einzelner Unternehmen geregelt – und trotzdem lassen sich bei ihnen keine regionalen Preisunterschiede feststellen. Ein Beispiel dafür ist der Automarkt. Neue Autos sind in Deutschland prinzipiell überall gleich teuer, wenn auch der letztlich gezahlte Preis verschieden sein kann. Dies hängt aber weniger von regionalen Einflüssen ab, sondern eher vom individuellen Verhandlungsgeschick der Käufer. Dagegen lässt sich bei gebrauchten Kraftfahrzeugen nicht von vornherein aussagen, ob es regionale Preisunterschiede gibt. Die Auswertung basiert auf einer Erhebung von 771 Opel Astra mit ähnlicher Ausstattung, die von Händlern und Privatpersonen über www.autoscout24.de angeboten wurden. Ein räumliches Muster ist bei den Preisen nicht zu erkennen, und ein Regressionsmodell zeigt, dass allein die Laufleistung, die Motorenstärke und das Alter sowie ein Abschlag für private Verkäufer die Preisunterschiede zwischen den 771 Modellen recht gut erklären können. Indikatoren, die regionale Gegebenheiten erfassen – Dummies für die einzelnen Bundesländer sowie die metrisch skalierten Variablen Bevölkerungsdichte und Verfügbares Einkommen –, haben keinen signifikanten Einfluss auf den Preis.

Stadt-Land-Unterschiede finden sich bei verschiedenen Gütern – den Mieten, und damit auch verbunden bei den Maklerkosten, bei den Hotelübernachtungen (vgl. Abbildung 2), dem ÖPNV, bei den Mitgliedsbeiträgen für einen Tennisclub, einer Eintrittskarte ins Schwimmbad und der Grundsteuer. In allen Fällen weisen die Städte höhere Preisniveaus als die ländlichen Räume auf.

Abbildung 2: Stadt-Land-Preisunterschiede am Beispiel der Hotelübernachtungen

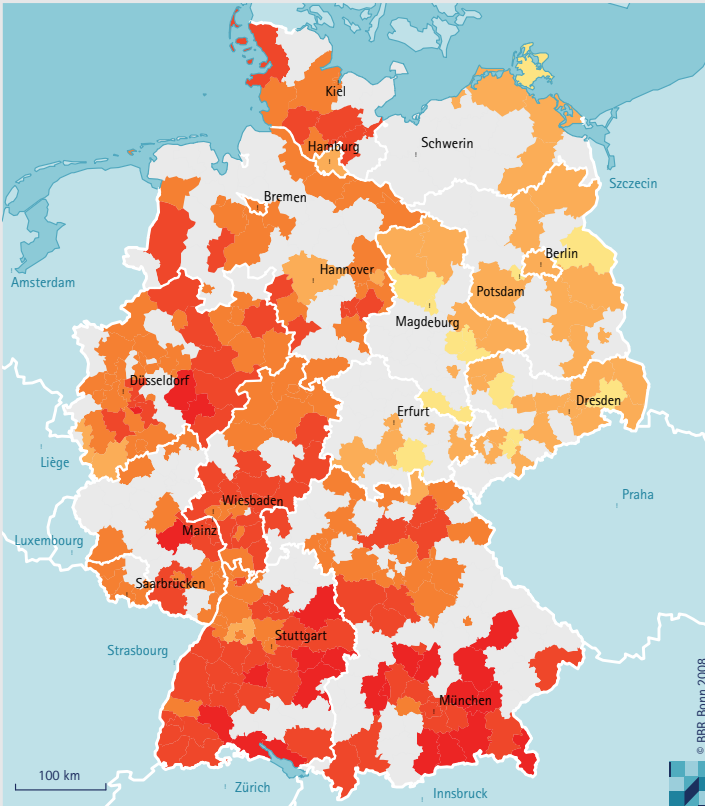


Ost-West-Disparitäten treten vor allem dann auf, wenn die Gehälter die Preise beeinflussen. In diesen Fällen sind die neuen Bundesländer wegen des niedrigeren Lohnniveaus günstiger. Beispiele hierfür sind die Kosten für einen Führerschein (vgl. Abbildung 3) oder die Betreuung in Pflegeheimen. Ebenfalls ist eine gesetzliche Krankenversicherung oder der Beitrag zum Lohnsteuerverein in Ostdeutschland günstiger. Die geschieht allerdings auf eine indirekte Weise. Zwar gibt es keine Unterschiede beim prozentualen Krankenkassenbeitrag, aber bei niedrigeren Gehältern sind die absoluten Kosten bei gleicher Leistung trotzdem günstiger. Ein Ge-

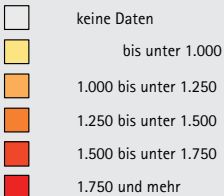
genbeispiel lässt sich finden, bei dem die neuen Bundesländer teurer sind, nämlich Strom. Zwar gibt es auch in den alten Ländern Regionen mit hohen Strompreisen, aber Ostdeutschland fällt im Kartenbild trotzdem als teuer auf.

Abbildung 3: Ost-West-Preisunterschiede am Beispiel von Fahrschulen

Führerschein



Preis für einen Führerschein inklusive Grundgebühr und Prüfungsgebühren sowie Fahrschulunterricht (12 Sonderfahrten und 23 Stadtfahrten) 2006 in Euro



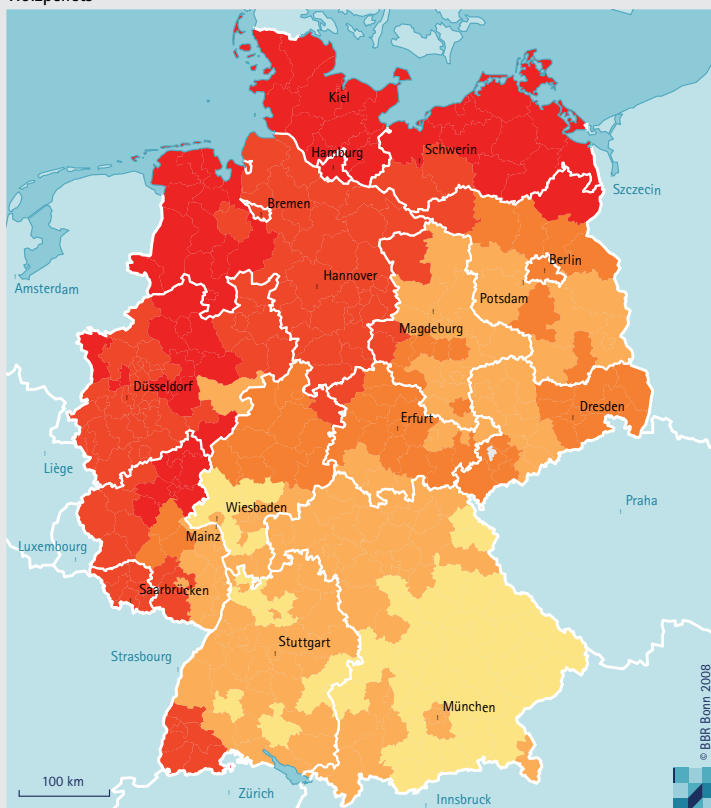
Datenbasis: Eigene Internetrecherche
Geometrische Grundlage: BKG, BBR,
Kreisregionen 2005

Bei einer Vielzahl von Preisen gibt es ein Nord-Süd- bzw. ein Süd-Nord-Gefälle. So kosten lokale und regionale Tageszeitungen in den südlichen Bundesländern mehr, ebenso hat Heizöl dort tendenziell höhere Preise. Hingegen ist eine Hausratversi-

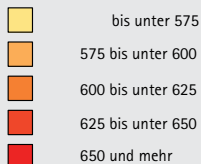
cherung in den nördlichen Teilen Deutschlands teurer, das Lottospiel 6 aus 49 hat dort auch eine höhere Bearbeitungsgebühr. Holzpellets (vgl. Abbildung 4) kosten im Norden mehr, eine topographische Karte der Landesvermessungsämter ist hingegen im Süden teurer.

Abbildung 4: Nord-Süd-Preisunterschiede am Beispiel von Holzpellets

Holzpellets



Preis je 3.000 kg Holzpellets inkl. Einblaspauschale
am 21. August 2008 in Euro

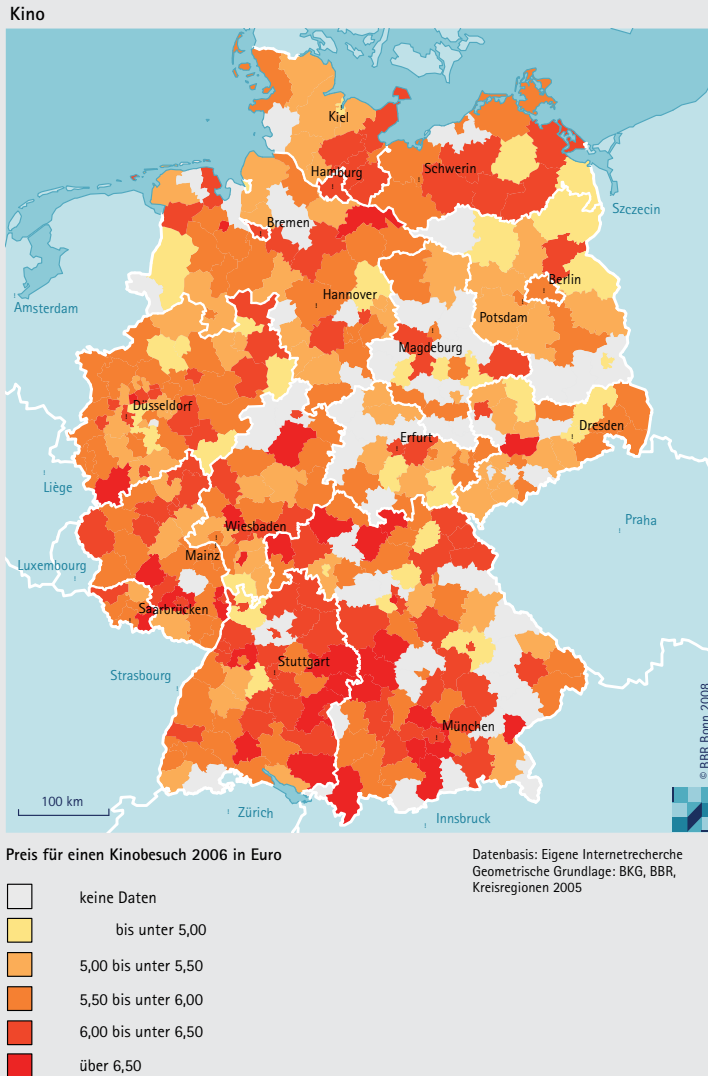


Datenbasis: www.kostenguenstiger.de,
21.08.2008
Geometrische Grundlage: BKG, BBR
Kreisregionen 2005

Ferner folgen einige Güter hinsichtlich ihrer Preise keinem regionalen Muster. Darunter fallen Benzin, Gas, ein Girokonto bei der Sparkasse, eine gewerbliche Kleinanzeige in der regionalen Zeitung, eine Kinokarte (vgl. Abbildung 5) oder die Gebühr

für einen Ersatzführerschein. Vielfach handelt es sich dabei um regionale Monopole, so dass die Anbieter der Güter in ihrer Preisgestaltung relativ frei sind.

Abbildung 5: Preisunterschiede ohne räumliches Muster am Beispiel der Kinokarten



Gesamtindex

Der Gesamtindex führt alle Einzeldaten gewichtet mit ihren jeweiligen Anteilen am Warenkorb zusammen. Wenn eine Warengruppe mehrere Güter umfasst, wurde aus den individuellen Preisen das geometrische Mittel berechnet. Somit ergibt sich

für jede der einbezogenen Warengruppen mit mehreren untersuchten Gütern ein Durchschnittspreis.

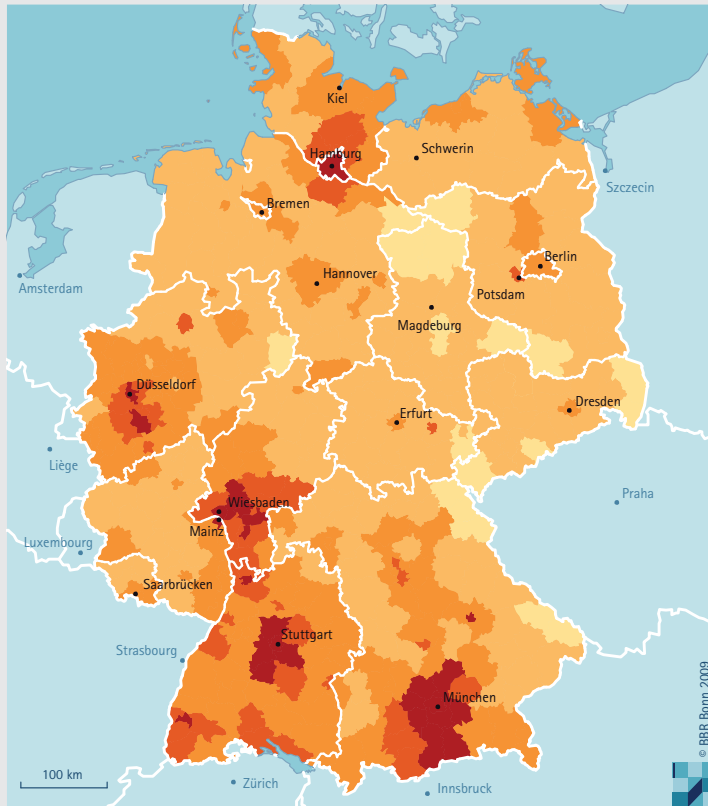
Der Preisindex schwankt zwischen 83,4 im bayerischen Landkreis Tirschenreuth und 114,4 in der Stadt München. Damit ist das Preisniveau in Tirschenreuth etwa 17 Prozent niedriger als in Bonn mit der Basis 100, in München ist es knapp 15 Prozent höher. Die Spannweite beträgt somit 31 Indexpunkte. Dies ist wesentlich höher als die Ergebnisse von Rostin (1979: 407) und Ströhl (1994: 424) zeigen: Dort hatten die Indices – ohne Einbeziehung der Mieten – eine Spannweite von lediglich 7,7 bzw. 12,3 Indexpunkten. Abbildung 6 zeigt die Werte für die einzelnen Regionen. Dabei bilden der Großraum München, d. h. die Stadt und der Landkreis München mit Starnberg, Fürstenfeldbruck und Ebersberg, der Großraum Frankfurt a. M., d. h. auch hier die Stadt Frankfurt mit dem Hochtaunus- und dem Main-Taunus-Kreis, sowie Stuttgart und Heidelberg die Regionen mit besonders hohen Preisen. Ferner sind sie im Rheinland, dem Großraum Hamburg und weiten Teilen Baden-Württembergs und Bayerns hoch.

Allerdings überrascht es schon, dass Abbildung 6 das Ost-West-Gefälle nur in einer sehr abgeschwächten Form zeigt. Ostdeutschland ist nicht per se günstig, was sich auch im Folgenden zeigt: Die drei Regionen mit den niedrigsten Indexwerten, das sind Tirschenreuth, Lüchow-Dannenberg und Regen, liegen in den alten Bundesländern. Erst dann folgen drei ostdeutsche Regionen, nämlich Niederschlesischer Oberlausitzkreis/Görlitz, Greiz und Vogtlandkreis/Plauen. Ein Grund dafür ist, dass die Güter, die in den neuen Ländern günstig sind, nur einen relativ geringen Anteil am Warenkorb haben. Zudem kommt hier ein weiterer Umstand zur Geltung: Beispielsweise gehören die Fahrschulen, also eine Dienstleistung, die in den neuen Ländern günstiger ist, zu einer Warengruppe, die mit 12,72 Promille in den Warenkorb eingeht. Aber der Durchschnittspreis dieser Warengruppe ist nicht nur durch die Fahrschulen bedingt, sondern beispielsweise auch durch die bundesweit einheitliche Kfz-Steuer. Dadurch, dass alle Preise von Gütern derselben Warengruppe gemittelt in den Index eingehen, werden regionale Vorteile bei einzelnen Gütern ausgeglichen.

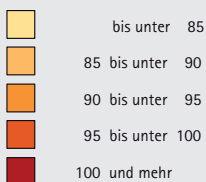
Ferner zeigt Abbildung 6, dass periphere Regionen – hierzu zählen auch Räume in der inneren Peripherie – recht niedrige Preisniveaus aufweisen. Beispiele hierfür sind Teile des Bayerischen Walds, Teile des Erzgebirges, die Oberlausitz, das Dreiländereck Niedersachsen/Sachsen-Anhalt/Brandenburg und der Grenzraum Sachsen-Anhalt/Brandenburg.

Abbildung 6: Regionaler Preisindex des BBSR

Preisindex



Regionaler Preisindex (Bonn=100)



Datenbasis: Eigene Berechnungen des BBSR
mit Daten von 2005 bis 2009
Geometrische Grundlage:
BKG, Kreisregionen, 31.12.2006

Einige Ergebnisse

Eine ausführliche Auswertung des regionalen Preisindex findet sich in Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2009: 59 ff.). An dieser Stelle werden nur einige zentrale Ergebnisse dargestellt. Sie sollen keine weitergehende Interpretation der Daten darstellen oder Anwendungsmöglichkeiten ausloten, sondern vielmehr durch den Vergleich mit anderen regionalen Preisindices die Aussagefähigkeit einschätzen. Dafür werden die Untersuchungen der GfK (1982), Government of Western Australia, Department of Local Government and Regional Development (2000), Bayerisches

Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie (2003), Alberta Economic Development (2005), University of Florida, Bureau of Economic and Business Research (2005), Wingfield/Fenwick/Smith (2005), Queensland Government, Office of Economic and Statistical Research (2006), Statistical Research and Training Institute (2008), Baiman/Coffey (2004) herangezogen. Allerdings ist zu bedenken, dass die Vergleichsuntersuchungen zum Teil auf anderen Grundlagen beruhen und damit nicht als absolute Referenz gelten können. Zudem leiden sie – genau wie der BBSR-Preisindex – unter denselben oder ähnlichen methodischen Problemen, somit hat der Vergleich keinen beweisenden, sondern eher einen hinweisenden Charakter.

Es stellt sich die wichtige Frage, ob und inwiefern die Preise dazu beitragen, die regionalen Unterschiede beim Nominaleinkommen abzumindern. Je höher das Nominaleinkommen ist (hier das verfügbare Einkommen je Einwohner 2005), desto höher sind auch die Preise. Beide Variablen haben einen mittleren statistischen Zusammenhang mit $C_{\text{corr}} = 0,685$. Dieser Wert wird bei den meisten Vergleichsstudien aus dem In- und Ausland erreicht – hier liegen fünf der neun Untersuchungen in einem Bereich von $C_{\text{corr}} = 0,573$ bis $C_{\text{corr}} = 0,728$. Damit kann aber noch nicht die Frage beantwortet werden, ob die regionalen Disparitäten bei Realeinkommen niedriger sind als beim Nominaleinkommen. Bei allen Vergleichsstudien ist der Variationskoeffizient – bezogen auf das Realeinkommen – niedriger als dasselbe statistische Maß, wenn es mit dem Nominaleinkommen berechnet wird. Und wiederum bei fünf der neun Vergleichsstudien sinkt er um 2,3 bis 3,5 Prozentpunkte. Bei der BBSR-Untersuchung zeigt sich ein ähnliches Ergebnis: Der Variationskoeffizient sinkt von 13,8 Prozent auf 10,7 Prozent ab, er vermindert sich also um 3,1 Prozentpunkte. Damit werden durch die Preise die regionalen Disparitäten beim Indikator Einkommen gemindert. Es gibt aber keinen vollständigen Ausgleich beim Realeinkommen zwischen den Regionen – in der Regel gilt, dass nominal reichere Regionen auch real reicher sind. Allerdings hat diese Regel einige Ausnahmen: 14 ostdeutsche Kreise haben so niedrige Preise, dass die unterdurchschnittlichen⁴ Nominaleinkommen auf ein real durchschnittliches Niveau gehoben werden. Beispiele hierfür sind Sömmerda, Anhalt-Zerbst oder Annaberg. Ebenso gibt es einige Kreise, die zwar ein nominal überdurchschnittliches Einkommen haben, aber real wegen sehr hoher Preise nur noch ein durchschnittliches Niveau erreichen. In diese Gruppe fallen einige westdeutsche Städte mit ihrem Umland. Beispiele hierfür sind München und Stuttgart mit ihren benachbarten Kreisen oder Düsseldorf.

Ein drittes Ergebnis soll vorgestellt werden, das die Bedeutung eines regionalen Preisindex in besonderer Weise beleuchtet: der Ost-West-Vergleich. Vielfach

4 Unter- bzw. überdurchschnittlich bedeutet, dass der Wert außerhalb eines Intervalls von plus/minus einer Standardabweichung um das arithmetische Mittel liegt.

wird behauptet, dass die geringeren Einkommen in den neuen Bundesländern durch niedrige Preise mindestens ausgeglichen werden. Eine informatorische Grundlage fehlte aber bislang, und ein regionaler Preisindex kann zu einer Versachlichung dieser Diskussion beitragen. Das nominale Einkommen in den neuen Ländern lag im Jahr 2005 bei 78,8 Prozent des Westniveaus (bzw. 77,8 Prozent, wenn der Wert bevölkerungsgewichtet berechnet wird). Real stieg er auf 83,5 Prozent an (bzw. 82,6 Prozent wiederum bei der bevölkerungsgewichteten Berechnung). Somit tragen die Preise schon zu einer Angleichung der Realeinkommen zwischen den alten und den neuen Ländern bei, allerdings in keinem besonders hohen Ausmaß, weil die Preisunterschiede wesentlich geringer als die Einkommensunterschiede sind.

4 Schlussfolgerungen

Im Bericht über regionale Preisunterschiede im australischen Bundesstaat Queensland heißt es: „Users of the data should be aware [...] that the differences in price levels as indicated by the indices should be regarded as indicative rather than absolute“ (Queensland Government, Office of Economic and Statistical Research 2006). Dies gilt auch für den regionalen Preisindex des BBSR, und somit kann er kein vollständiges Abbild der Wirklichkeit sein – sofern das überhaupt möglich wäre. Trotz einer großen Datenbasis und einer Vielzahl von einbezogenen Güterpreisen kann zum einen nicht der gesamte Warenkorb eines repräsentativen Konsumenten abgedeckt werden, zum anderen gibt es in manchen Kreisregionen nur recht wenige Preisinformationen. Trotzdem stellt der BBSR-Preisindex seit vielen Jahrzehnten wieder einen Versuch dar, regionale Preisunterschiede in Deutschland darzustellen.

Die Ergebnisse sind plausibel, und der Vergleich mit Studien meist aus dem Ausland zeigt, dass die Ergebnisse – z. B. Korrelationen zwischen dem Preisniveau und dem Nominaleinkommen oder den Unterschieden der Variationskoeffizienten von Nominal- und Realeinkommen – zu ähnlichen Größenordnungen kommen.

Aber trotz einiger Unwägbarkeiten und Ungenauigkeiten bei der Berechnung und beim Ergebnis gilt: Kenntnisse über regionale Preisunterschiede sind wichtig, und daher ist es nötig, die notwendigen Datengrundlagen zusammenzustellen und die Erfassungsmethode zu verbessern. Der regionale Preisindex des BBSR zeigt auf, dass verschiedene Datenquellen miteinander kombiniert werden können, damit eine gute Informationsgrundlage zusammengestellt werden kann. Auf dieser Basis ist eine neue Information über den Raum entstanden, der dann wiederum einen Input für weitere Forschung und die wissenschaftliche Politikberatung darstellt.

5 Literatur

- Alberta Economic Development (2005): 2005 Place-to-Place Price Comparison Survey for Selected Alberta Communities. Edmonton (http://www.albertacanada.com/documents/SP-CS_priceCompSurv2005.pdf; 29.4.2010).
- Angermann, O. (1989): Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in Bonn, Karlsruhe, München und Berlin (West). In: *Wirtschaft und Statistik* Heft 4, S. 258–261.
- Arnsmeier, F. (1956): Preisunterschiede landwirtschaftlicher Erzeugnisse. In: *Informationen Institut für Raumordnung* Heft 5, S. 131–148.
- Australian Bureau of Statistics (2005): Australian Consumer Price Index: Concepts, Sources and Methods (http://www.abs.gov.au/AUSSTATS/free.nsf/log?openagent&t64610_2005.pdf&t6461.0&Publication&F66CB9C7C6C24B94CA257028007F8647&t2005&t23.06.2005&Latest; 29.4.2010).
- Baiman, R., Coffey S. (2004): A County-Level Regional Cost-of-Living Index for Illinois (http://www.urbaneconomy.org/sites/default/files/IllinoisRegionalPriceIndexReport_22.pdf; 29.4.2010).
- Bayerisches Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie (2003): *Die reale Kaufkraft in Bayern 2002. Zwischenörtliche Preis- und Einkommensunterschiede*. München.
- Blien, U., Gartner, H., Stüber, H., Wolf, K. (2007): Expensive and low-price places to live. Regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany. IAB-Discussion Paper No. 15/2007. Nürnberg.
- Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2009): *Regionaler Preisindex. Berichte Band 30*. Bonn.
- Buschle, S. (1997): *Interregionale Preisunterschiede im Lebensmitteleinzelhandel. Materialien des Zentrums für regionale Entwicklungsforschung der Justus-Liebig-Universität Giessen, Bd. 42*. Giessen.
- Evers, H., Schmucker, H., Teich, G. (1963): Regionale Unterschiede in den Lebenshaltungskosten. *Mitteilungen aus dem Institut für Raumordnung* Heft 48. Bad Godesberg.
- GfK (Gesellschaft für Konsumgüterforschung) (1982): *Die reale Kaufkraft in Bayern. Indikatoren zur Bewertung zwischenörtlicher und regionaler Preis- und Einkommensunterschiede*. Nürnberg.
- Gleitze, B. (1951): Methodik des regionalen Lebenshaltungskostenvergleichs. In: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* Jg. 1951, H. 1, S. 39–51.
- Government of Western Australia, Department of Local Government and Regional Development (2000): *Regional Prices Index 2000* (www.dlgrd.wa.gov.au/publications/statinfo/regionpriceindex.asp; 27.2.2007).

- Grimmer, B. (1983): Auswirkungen verschiedener Standorte auf Lebenshaltungskosten und Güterbeschaffung im ländlichen Raum. Karlsruhe.
- Grimmer, B., Schulz-Borck, H. (1982): Auswirkungen verschiedener Standorte auf die Lebenshaltung privater Haushalte. In: Zeitschrift für Agrarpolitik und Landwirtschaft Heft 60, S. 543–563.
- Jacobs, A. (1971): Zum regionalen Vergleich der Lebenshaltungskosten – Ein Versuch des Statistischen Reichsamts. In: Allgemeines Statistisches Archiv 55. Band, S. 304–311.
- Kohlhuber, F. (1992): Grenzen regionaler Kaufkraftuntersuchungen. In: Raumforschung und Raumordnung H. 1–2, S. 42–47.
- Kosfeld, R., Eckey, H.-F., Lauridsen, J. (2007): Disparities in Price and Income Across German NUTS 3 Regions. Universität Kassel, Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge Nr. 93/07. Kassel.
- Ludwig, U., Brautzsch, H.-U., Grunert, R., Haschke, I., Loose, B. (2003): Ostdeutsche Wirtschaft: Produktion 2003 wieder im Plus. In: Wirtschaft im Wandel 8 (2003), S. 227–246.
- Mehnert, A. (1997): Das reale Einkommen im interregionalen Vergleich – Der Einfluss des Preisniveaus auf die regionalen Einkommensdisparitäten unter Anwendung des statistischen und des ökonomischen Indexkonzeptes. IWH-Diskussionspapiere Nr. 66. Halle (Saale).
- Möller, H. (1943): Die Formen der regionalen Preisdifferenzierung. In: Weltwirtschaftliches Archiv, 57. Bd. (1943I), S. 81–112.
- Queensland Government, Office of Economic and Statistical Research (2006): Index of Retail Prices in Regional Centres, May 2006 (<http://www.oesr.qld.gov.au/queensland-by-theme/economic-performance/prices/regular-publications/index-retail-prices-reg-centres/index-retail-prices-reg-centres-200605.pdf>; 29.4.2010).
- Roos, M. (2006): Earning Disparities in Unified Germany: Nominal versus Real. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 29, S. 171–189.
- Rostin, W. (1979): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten. In: Wirtschaft und Statistik Heft 6, S. 403–410.
- Snedden Economics and Market Research (2003): 2002 Rural Scotland Price Survey (<http://www.hie.co.uk/2010/Rural%20Scotland%20Price%20Survey%202003.pdf>; 29.4.2010).
- Statistical Research and Training Institute (2008): Japan Statistical Yearbook 2008. Tokyo.
- Statistisches Bundesamt (2004): Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte. Presseexemplar. Wiesbaden.

- Statistisches Reichsamt (1942): Vergleich der Lebenshaltungskosten im Deutschen Reich nach Aufwandssummen ohne Berücksichtigung örtlicher Verbrauchsunterschiede. Hektographier, ohne Ortsangabe.
- Ströhl, G. (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. In: Wirtschaft und Statistik Heft 6, S. 415–434.
- Struff, R., von Wilamowitz-Moellendorff, U. (1983): Räumliche Einkommens-, Preis- und Verbrauchsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland. Schriftenreihe der Forschungsgesellschaft für Agrarpolitik und Agrarsoziologie e.V. Bd. 262. Bonn.
- University of Florida, Bureau of Economic and Business Research (2005): 2005 Florida Price Level Index (www.labormarketinfo.com/library/2005_FPLI.pdf; 5.2.2008).
- von der Lippe, P., Breuer, C. (2008): Möglichkeiten und Grenzen regionaler Kaufkraftvergleiche. In: Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften Band 59, S. 31–46.
- Wagner, A. (2008): Die Entwicklung des Lebensstandards in Deutschland zwischen 1920 und 1960. Berlin.
- Werner, R. (1970): Der Einfluß des Standortes auf die Versorgung der Haushalte. Deutsche Gesellschaft für Hauswirtschaft e.V., Bundesforschungsanstalt für Hauswirtschaft Sonderband 3. München.
- Wingfield, D., Fenwick, D., Smith, K. (2005): Relative regional consumer price levels in 2004. In: Economic Trends 615, S. 36–46.

Eine exemplarische Anwendung der regionalisierten Preisniveau-Daten des BBSR auf die Einkommensverteilung für die Jahre 2005 bis 2008 – zugleich eine Dokumentation verschiedener Preisniveau- Zeitreihen für das vereinigte Deutschland

**Jan Goebel, Peter Krause, Joachim R. Frick,
Markus M. Grabka, Gert G. Wagner**

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Berlin (DIW)

* Eine auf die inhaltlichen Ergebnisse gerichtete erste Version dieses Artikels (mit den Autoren Frick, Goebel und Grabka) ist im DIW-Wochenbericht 51–52/2009 erschienen.

Inhaltsverzeichnis

1	Hintergrund und Fragestellungen.....	423
2	Einige Vorüberlegungen.....	424
3	Regionale Preisindizes für Deutschland	426
3.1	Von der DDR zur BRD	428
3.2	Zwei Blicke von der BRD zur DDR	430
3.3	Vergleich der Ergebnisse	432
4	Exemplarische Ergebnisse zur Ost-West-Einkommensverteilung für die Jahre 2005 bis 2008 auf Basis der BBR-Kaufkraft- paritäten.....	434
5	Fazit.....	438
6	Literatur.....	439
7	Anhang	443

Dieser Beitrag unterstreicht die Bedeutung kleinräumiger Preisniveauunterschiede für die Analyse der Einkommensentwicklung und der Einkommensverteilung in Deutschland. Wendet man die vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) berechneten Preisindizes für Landkreise (vgl. dazu Kawka in diesem Band) auf die Analyse der Haushaltseinkommen an, so fallen die realen Einkommensunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland geringer aus als bisher berechnet. In seinem einleitenden Teil dokumentiert dieser Aufsatz unmittelbar nach der Wiedervereinigung und in den 90er Jahren vom DIW Berlin vorgenommene Kaufkraftparitäten-Berechnungen für Ost- und Westdeutschland. Diese frühen Berechnungen sind mit den Berechnungen des BBSR weitgehend kompatibel und beide Methoden verweisen darauf, dass die amtliche Annahme gleicher Preisniveaus in Ost- und Westdeutschland davon abweicht.

In den Daten des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) waren die realen verfügbaren Haushaltseinkommen in Ostdeutschland im Erhebungsjahr 2008 durchschnittlich um 16 Prozent – oder (äquivalenzgewichtet) 3.500 Euro – niedriger als im Westen. Der Abstand ist damit um rund ein Viertel kleiner als nach den seit über 10 Jahren üblichen Berechnungen. Beim Risiko, in (relative) Einkommensarmut zu fallen, schrumpft die West-Ost-Kluft noch stärker; eine deutliche Differenz bleibt aber auch hier bestehen: Anhand der neuen Informationen über die regionalen Kaufkraftunterschiede ergibt sich für Ostdeutschland für das Jahr 2008 eine Armutsrisikoquote von 17,5 Prozent, für den Westen sind es 13,4 Prozent.

1 Hintergrund und Fragestellungen

Im Zusammenhang mit dem 20-jährigen Jubiläum des Mauerfalls ist die Angleichung der Lebensverhältnisse in Ost- und Westdeutschland wieder ein viel diskutiertes Thema. Dabei ist zu berücksichtigen, dass der materielle Lebensstandard nicht nur von der Höhe der nominalen Einkommen abhängt, sondern auch vom jeweiligen Preisniveau und somit von der Kaufkraft der Einkommen.

Es ist theoretisch unbestritten, dass zur Bestimmung der Kaufkraft einzelner Haushalte und Personen regionale Kaufkraftunterschiede berücksichtigt werden sollten (die aufgrund unterschiedlicher Konsumgewohnheiten gegebenenfalls auch noch für verschiedene soziale Schichten differenziert werden könnten), jedoch ist dies in der statistischen Praxis und der empirischen Forschung alles andere als Standard. In der Regel werden nur die Kaufkraftveränderungen einer Währung für ganze Staaten berechnet und bei Analysen berücksichtigt, da diese rein makroökonomische Betrachtungsweise für die Berechnung der Inflation und zur Steuerung

der Geld- und Zinspolitik ausreicht. Die Nichtberücksichtigung möglicher regionaler und sozio-struktureller Unterschiede in den Preisniveaus ist für die Analyse und Beurteilung der personellen Einkommensverteilung freilich ein Problem; ganz besonders in Deutschland zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung. Denn die beiden Teile Deutschlands starteten mit extrem unterschiedlichen Preisniveaus in den Vereinigungs- und Angleichungsprozess, für die es allerdings keine amtlichen Messungen gab, was Quantifizierungen erschwerte. Darüber hinaus wurde weder unmittelbar nach der staatlichen Einheit noch später eine konsistente amtliche Grundlage zur Messung von regionalen Preisniveaus geschaffen.

Faktisch wurden und werden von der amtlichen Statistik Unterschiede in den Ost-West-Preisniveaus ignoriert.¹ Da sich die Preisentwicklung in Ost- und Westdeutschland nahezu angeglichen hat, ist dieses Vorgehen der amtlichen Statistik zumindest im letzten Jahrzehnt auch nachvollziehbar. Freilich war das unmittelbar nach der Vereinigung nicht der Fall. Inzwischen liegen zudem „experimentelle“ Berechnungen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) vor, die dafür sprechen, dass es nicht nur nennenswerte Ost-West-Unterschiede in den Preisniveaus gibt, sondern auch zwischen Kreisregionen in allen Landesteilen Deutschlands (vgl. BBSR 2009 und Kawka in diesem Band).

In diesem Aufsatz sollen die Implikationen der BBSR-Preisniveauberechnungen auf die reale personelle Einkommensverteilung illustriert werden. Dazu wird versucht, konsistente Zeitreihen für die unterschiedlichen Preisniveaus in Ost- und Westdeutschland seit der deutschen Vereinigung im Juli 1990 zu erstellen. Auch die Berechnungen des Preisniveaus in der DDR durch das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) werden in diesem Zusammenhang dokumentiert.

2 Einige Vorüberlegungen

Preisindizes beschreiben zeitliche Preisniveauveränderungen, Kaufkraftparitäten geben demgegenüber Preisunterschiede an; in der Regel für Nationen (selten für Regionen). Beide Kennziffern beziehen sich zwar gleichermaßen auf die jeweilige Kaufkraft eines Nationalstaates (oder einer Region), bezeichnen aber verschiedene Sachverhalte, die auch unabhängig voneinander zu bewerten sind. Aus Preisindizes können auch nicht ohne weitere Informationen Kaufkraftparitäten abgeleitet werden.

Bei internationalen Vergleichen des Lebensstandards von Wirtschaftsräumen werden in der Regel Differenzen bei der Kaufkraft (Kaufkraftparitäten) berücksich-

1 Regionale Preisniveau-Vergleiche wurden nie systematisch verfolgt, sondern gelegentlich anhand von Erhebungen für wenige Städte (ca. 50) durchgeführt. Vgl. Rostin (1979), Lahmann/Frick (1994) und Ströhl (1994).

tigt. Die in nominalen Werten erfasste Wirtschaftsleistung, und somit das Einkommen einer Region, steht in engem Zusammenhang mit dem dortigen Preisniveau. Denn in Gebieten mit geringen Einkommen ist in aller Regel auch das Preisniveau niedriger und somit die Kaufkraft der Einkommen höher als in Regionen mit hohen Einkommen.² Um bei Ländervergleichen den Unterschieden in den Preisniveaus Rechnung zu tragen, werden Kaufkraftparitäten berechnet.³

Die Bedeutung von Kaufkraftparitäten wird deutlich, wenn man sich z. B. anschaut, dass nach Angaben des Statistischen Amtes der EU das verfügbare nominelle Einkommen je Einwohner in Deutschland etwas mehr als viermal so hoch ist wie in Polen⁴ – aber dort ist das Preisniveau nur etwa halb so hoch wie in Deutschland.⁵ Das um die Kaufkraftunterschiede bereinigte Einkommen ist daher in Deutschland somit etwas mehr als doppelt so hoch wie in Polen. In Deutschland und in Frankreich ist das verfügbare Einkommen je Einwohner nahezu identisch; in Frankreich sind aber die Preise höher, so dass das reale Einkommen dort um sieben Prozent niedriger ist als in Deutschland. (Bei dieser Betrachtung bleiben allerdings Unterschiede im Umfang nicht-monetärer Leistungen wie z. B. im Bildungs-, Gesundheits- und Verkehrswesen unberücksichtigt.)

Im Allgemeinen werden Kaufkraftparitäten bei Vergleichen zwischen Ländern herangezogen, selten ist dagegen ihre Verwendung bei der Betrachtung von Einkommensunterschieden zwischen den Regionen eines Landes. Dies ist vor allem durch den Mangel an Daten bedingt.

Wie die Erfahrung zeigt, sind die Preise für das Fahren mit der Bahn, die Anschaffungskosten für einen neuen PKW oder Fernseher sowie die Preise für Energie und Telekommunikationsdienste in allen Regionen Deutschlands sehr ähnlich. Bei lokalen Gütern wie transportkostenintensiven oder an die regionale Nachfrage gebundenen Industrieprodukten, einem Teil der konsumnahen Dienste, Bauleistungen und nicht zuletzt Wohnungsmieten dürfte es aber erhebliche regionale Preisunterschiede geben. So kann vielleicht ein Friseur in Nordvorpommern die gleiche Dienstleistung wie ein Friseur in München erbringen; den gleichen Preis wird er dafür aber nicht verlangen können.

2 Dies sagt allerdings noch nichts über die tatsächliche Verteilung der Einkommen aus. So können bei einer zunehmenden Polarisierung auch beide Entwicklungen parallel erfolgen; mit der überproportionalen Einkommensspreizung in Großstädten im letzten Jahrzehnt (vgl. Goebel et al. 2006) geht sowohl die Ausprägung hoher als auch niedriger Einkommen einher.

3 Die Ermittlung von Preisniveauänderungen erfolgen im Allgemeinen in kurzen zeitlichen Abständen; hier geht man demzufolge für die jeweiligen Zeitabschnitte von konstanten Warenkörben aus, die von Zeit zu Zeit angepasst werden.

4 Vgl. Eurostat Data Explorer unter <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>.

5 Pressemitteilung Eurostats vom 15. Dezember 2009 (STAT/09/182).

Das Statistische Bundesamt weist traditionell keine regionalen Preisniveauunterschiede für den gesamten Warenkorb aus. Dies ist im internationalen Vergleich Usus: Einzelne Länder werden als „homogen“ betrachtet, für alle Landesteile wird also ein einziges Preisniveau unterstellt. Von der amtlichen Statistik in Deutschland werden, wie international üblich und für die Inflationsmessung notwendig, Preisniveauänderungen erhoben; diese wurden auch nach der deutschen Vereinigung für die Jahre 1991 bis 1999 für Ost- und Westdeutschland getrennt ausgewiesen (Statistisches Bundesamt 2010). Die Ost-West-Unterschiede in den Veränderungen waren Ende der 90er Jahre so klein, dass auf eine Differenzierung seither verzichtet wird. Mit den vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) vorgelegten „experimentellen“ Preisniveauberechnungen nach Kreisregionen wird – wie einleitend bereits gesagt – nicht auf eventuelle Unterschiede in den Preisniveauveränderungen eingegangen, sondern es wird die Annahme der Gleichheit der Preisniveaus zwischen Ost und West grundlegend infrage gestellt.

Im Folgenden werden zunächst die vom DIW in Zusammenarbeit mit dem IAW in Halle für das erste Quartal 1991 ermittelten Verbrauchergeldparitäten⁶ zwischen Ost- und Westdeutschland und deren Anpassung anhand monatlicher Preissteigerungsraten bis 1993 dokumentiert. Die damit getrennt für Ost- und Westdeutschland errechneten Preisniveaus wurden insbesondere zur Kontrolle von Kaufkraftdivergenzen bei der Berechnung der gesamtdeutschen Einkommensverteilung in den 90er Jahren auf Basis der vom DIW erhobenen Daten der Haushaltserhebung „Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)“ angewendet. In einem zweiten Schritt wird geprüft, ob die „Rückrechnung“ der von der BBSR für die Jahre 2006 bis 2008 errechneten Preisniveaus für Ostdeutschland auf die Zeit bis unmittelbar nach der Vereinigung Deutschlands zu konsistenten Ergebnissen führt. Tatsächlich zeigt sich eine überraschende kleine Differenz zwischen den beiden Berechnungsmethoden.

3 Regionale Preisindizes für Deutschland

Für die DDR und die alte BRD gab es keine amtlich ermittelten Preisniveauunterschiede (Kaufkraftparitäten). Das DIW stellte nicht-amtliche Berechnungen an, auf die unten eingegangen wird.

Auch ohne amtliche Preisstatistik war klar erkennbar, dass unmittelbar nach der Vereinigung in Ostdeutschland sehr starke Änderungen des Warenangebots

6 Dieser Begriff wurde in der damaligen Veröffentlichung verwendet. Inzwischen hat sich eher „Kaufkraftparität“ als Bezeichnung durchgesetzt, die beiden Begriffe werden hier deswegen synonym verwendet.

und der Konsummuster sowie des Preisniveaus erfolgten. Aber für die Zeit vor der Währungsumstellung (1. Halbjahr 1990) gibt es für Ostdeutschland noch keinen von der amtlichen Statistik erhobenen Warenkorb oder Preisindizes, der/die es erlauben würden, die Veränderungen der Kaufkraft im Vereinigungsjahr wirklich valide nachzubilden.

Die vom Statistischen Bundesamt für Ost- und Westdeutschland ausgewiesenen Preisindizes wiesen in den ersten Jahren nach der Vereinigung sehr starke Unterschiede in der Preisentwicklung aus, die sich aber bis Mitte der 90er Jahre relativ schnell anglichen. Es wurden aber, wie es in der alten Bundesrepublik auch der Fall war, keine regionalen Preisniveaus amtlicherseits berechnet (vgl. Rostin 1979; Ströhl 1994). Ab 1995 betrugen die jährlichen Differenzen der Preisindizes zwischen Ost- und Westdeutschland bereits weniger als ein Prozentpunkt. In den Jahren 1997 und 1998 war der Preisauftrieb in Ostdeutschland sogar marginal niedriger als in Westdeutschland. Seit 1999 werden deswegen vom Statistischen Bundesamt auch keine getrennten Preisindizes für Ost und West mehr veröffentlicht.

Aus den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten *Veränderungen* der Preisniveaus in Ost und West lassen sich jährliche Korrekturfaktoren für die Veränderung der Kaufkraftunterschiede (Paritäten) errechnen, wenn man zumindest einmal die Paritäten bzw. die *Preisniveaus* in beiden Landsteilen direkt gemessen hat. Für diese Berechnungen liegen in der Tat zwei Stützpunkte mit expliziten Kaufkraftabschätzungen vor:

- Ost-West-Preisniveaus liegen für die Periode 2006 bis 2008 vom BBSR (2009) vor. Danach gilt eine Kaufkraftparität von 106 Prozent in Ostdeutschland.
- Eine weitere, frühe Niveauberechnung wurde für das Jahr nach der Vereinigung (1991) vom DIW und dem IAW vorgenommen (DIW und IAW 1991). Danach galt in Ostdeutschland eine Kaufkraftparität von 130,5 Prozent im 1. Quartal 1991.

Ausgehend von den zu beiden Stichjahren bestimmten Kaufkraft*paritäten* kann bei Verwendung der amtlich berechneten Preisniveau*veränderungen* ein Verlauf der Ost-West-Kaufkraftrelationen im betrachteten Zeitraum errechnet werden. Ob die beiden auf Basis der unterschiedlichen Stützjahre berechneten Verläufe sich unterscheiden wird im Folgenden untersucht.⁷

7 Für einen völlig anderen Ansatz, der explizit theoriegeleitet ist, vgl. Beblo et al. (2001) und die dort zitierten älteren Arbeiten von Collier zur Kaufkraftparität DDR-BRD.

3.1 Von der DDR zur BRD

Das DIW in Berlin hatte eine Tradition bei der nicht-amtlichen Bestimmung des Preisniveaus in der DDR.⁸ Zu diesem Zweck hatte das DIW eigene (seinerzeit illegale) regelmäßige Kaufkrafterhebungen in Ostberlin durchgeführt, die auf die gesamte DDR übertragen wurden. Auf das so errechnete Preisniveau zum Ende der 80er Jahre konnte dann im Jahr 1990 zugegriffen werden, um es zum Ausgangspunkt aktueller Berechnungen der Preisniveaus im vereinigten Ost- und Westdeutschland zu machen.

In einem vom DIW gemeinsam mit dem neu gegründeten ostdeutschen Wirtschaftsforschungsinstitut IAW (damals noch in Ost-Berlin; später in Halle) verfassten Gutachten (Bedau et al. 1991; DIW und IAW 1991) wurden für das erste Quartal des Jahres 1991 für drei unterschiedliche Haushaltstypen Verbraucherpreisgeldparitäten errechnet. Es ergab sich ein Kaufkraftvorsprung in Ostdeutschland von 137 Prozent für Rentnerhaushalte und von 129 Prozent für Arbeitnehmerhaushalte mit mittleren sowie höheren Einkommen. Unter Berücksichtigung der demografischen Verteilung wurde hieraus ein Durchschnittswert in der Bevölkerung von 130,5 Prozent ermittelt (Krause 1993a: 6). Diese Kaufkraftparität kann als Ausgangspunkt für eine Fortschreibung mithilfe von amtlich ermittelten Preisniveauveränderungen herangezogen werden.

Aufgrund der sehr starken unterjährigen Veränderungen im Preisgefüge und dem stufenweisen Abbau von Subventionen in Ostdeutschland wurden im DIW die Kaufkraftparitäten in den ersten drei Jahren seit der Vereinigung zunächst auf Monatsbasis anhand der unterschiedlichen Preisentwicklung fortgeschrieben (vgl. Krause 1994a: Anhang).⁹ Die Ost-West-Paritäten sanken demnach im zweiten und dritten Quartal 1991 auf ca. 129 Prozent; im vierten Quartal des Jahres 1991 erfolgte dann ein abrupter Rückgang der Kaufkraft auf ca. 118 Prozent.¹⁰

Für die Anwendung der Ost-West-Paritäten auf die monatlichen Einkommensangaben (gemessen mit dem SOEP) wurden diese infolge der diskontinuierlichen Preisentwicklung in den ersten Jahren nach der Vereinigung an die Haupt-Interview-Monate angepasst (1991: West: Februar bis April; Ost: März

8 Vgl. Bundesministerium für innerdeutsche Beziehungen (1987); Melzer und Vortmann (1986); Vortmann und Schwartau (1984, 1985); Otto-Arnold (1973, 1979); Otto-Arnold und Vortmann (1982); vgl. für die Berechnung der Nach-Wende-Kaufkraftunterschiede DIW und IAW (1991).

9 Vgl. auch Krause et al. 1992; Krause 1993b, 1994b.

10 Eine neuerliche DIW-interne Berechnung der Verbrauchergeldparitäten für das vierte Quartal 1991 kam für die drei Haushaltstypen (Arbeitnehmerhaushalte: 113 %; Rentnerhaushalte: 115 %) (Schmidt 1992) bereits auf eine Ost-West-Parität von 113,5 Prozent in der Gesamtbevölkerung (Krause 1993a). Diese Relation blieb nach DIW-Einschätzung auch in etwa im Jahr 1992 erhalten.

bis Mai); demzufolge wurden die Paritäten im Jahr 1991 in den SOEP-Analysen auf einen SOEP-spezifischen „Jahreswert“ von 128,6 Prozent¹¹ gerechnet.

Die Anpassung der Ost-West-Paritäten wurde anhand der getrennten Preisindizes entsprechend auch für die folgenden Jahre vorgenommen.¹² Auf diese Berechnungen bezogen sich bei Arbeiten zur gesamtdeutschen Einkommensverteilung viele Veröffentlichungen des DIW in den 90er Jahren (vgl. Krause 1992, 1998; Habich/Krause 1994; Headey et al. 1994, 1995a, 1995b; Andorka et al. 1995).

Die für West- und Ostdeutschland nach der deutschen Vereinigung amtlich vorgenommene getrennte Berechnung von Preisindizes wurde 1999 eingestellt, da – so die offizielle Begründung – die Unterschiede vernachlässigbar gering waren. Seit 2003 verwendet die amtliche Verbraucherpreisstatistik auch einen einheitlichen Warenkorb für Deutschland insgesamt. Dieses Vorgehen wird damit begründet, dass die Verbrauchsgewohnheiten sich inzwischen in Ost und West weitgehend angeglichen und die Verbraucherpreisindizes über längere Zeit nahezu identische Verläufe gezeigt hätten (Egner 2003).

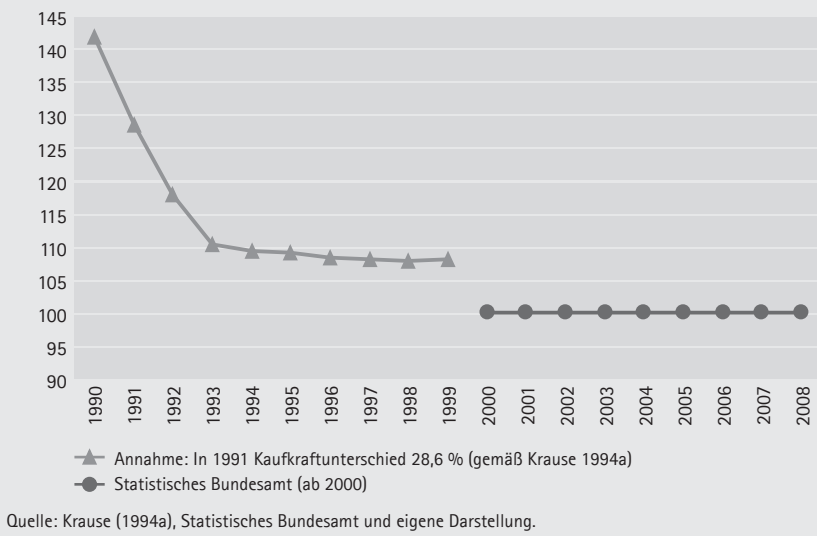
Nachdem sich die Preisentwicklungen in der zweiten Hälfte der 90er Jahre zwischen Ost und West angeglichen hatten und vonseiten des Statistischen Bundesamtes ab 2000 keine entsprechenden Differenzierungen mehr ausgewiesen wurden, konnten die unterstellten ursprünglichen Kaufkraftdivergenzen und -paritäten auch nicht mehr Ost-West-differenziert fortgeschrieben werden.

Da die Berechnungen von regional differenzierten Preisniveaus in Deutschland stark annahmebehaftet waren (sie basierten letztlich ja auf den vom DIW in den 80er Jahren in Ostdeutschland konspirativ ermittelten Preisen), haben das DIW Berlin und der Sachverständigenrat für die Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) sich entschieden, der Vorgehensweise des Statistischen Bundesamtes zu folgen, bei der *faktisch* unterstellt wird, dass im Jahr 2000 Preisgleichheit zwischen West und Ost erreicht worden war (vgl. z. B. SVR 2000, Ziffer 498 ff.). So wurden z. B. die Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe nicht um Kaufkraftunterschiede bereinigt. Man ging davon aus, dass sich sowohl die zeitlichen Preisveränderungen als auch die regionalen Preisniveaus in Ost und West nicht mehr unterschieden. Entsprechend wurde bei den Analysen des DIW Berlin zur gesamtdeutschen Einkommensverteilung ab 2000 keine Ost-West-Anpassungen mehr durchgeführt.

11 Die anhand des 1. Quartals ermittelte Ost-West-Parität von 128,6 % bezieht sich auf die tatsächlichen Interviewmonate im SOEP, die hauptsächlich in der ersten Jahreshälfte liegen; die unterstellte Kaufkraft-Parität liegt demnach im Jahresdurchschnitt 1991 noch etwas niedriger.

12 Die Anpassung der Kaufkraftparitäten erfolgte aufgrund der starken unterjährigen Preisdifferenzen bis 1993 bezogen auf die Interviewmonate des SOEP (1990: 143,3 %; 1991: 128,6 %; 1992: 117,8 %; 1993: 112,7 %); die Paritäten der Jahresdurchschnittswerte sind geringfügig niedriger.

Abbildung 1: Ost-West-Kaufkraftparität 1990 bis 2008



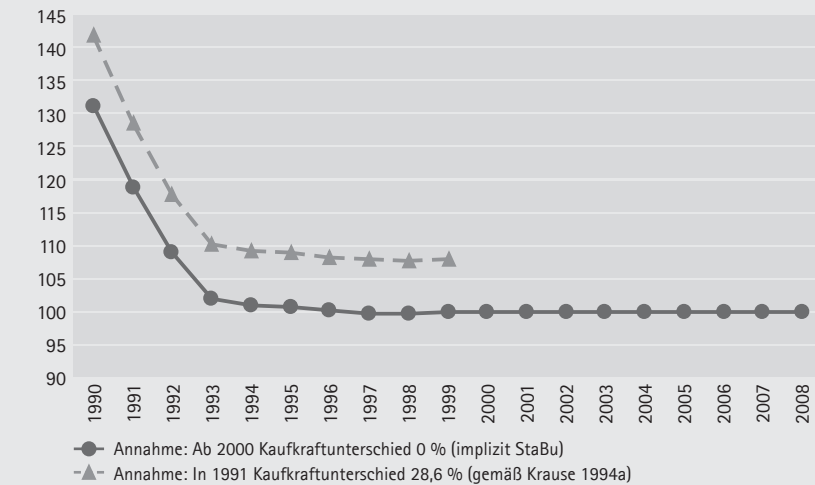
Die Ost-West-Kaufkraftparitäten, die sich auf Grundlage der „DIW-Basissschätzung“ zum Beginn des Vereinigungsprozesses im Zeitverlauf ergeben, sind in Abbildung 1 dargestellt. Die differenzierte Berechnung der Preisniveaus für Ost- und Westdeutschland bricht – wie oben ausgeführt – im Jahr 1999 ab. Ginge man von dieser Zeitreihe aus auf das Standardverfahren des Statistischen Bundesamtes über, ergäbe sich ab dem Jahr 2000 ein unplausibler Sprung der Ost-West-Kaufkraftparität nach unten.

3.2 Zwei Blicke von der BRD zur DDR

Um einen Sprung der Parität zwischen 1999 und 2000 zu vermeiden, wurden ab dem Jahr 2000 für Analysen auf Basis des SOEP (z. B. für den SVR) Kaufkraftparitäten für Ostdeutschland in den 90er Jahre berechnet, die als Basis die vom Statistischen Bundesamt unterstellte gleichen Kaufkraft in Ost- und Westdeutschland benutzten: Von der Annahme gleicher Preisniveaus im Jahr 2000 ausgehend wurden die Kaufkraftparitäten für die Jahre 1999 bis 1990 „rückwärts“ angepasst.¹³ Dieses Verfahren führte im Vergleich zu den Kaufkraftparitäten, die die in der DDR erhobenen Preise als Ausgangspunkt nahmen, zu deutlich niedrigeren Paritäten (vgl. Abbildung 2). Es setzte sich aber angesichts der vielfältigen Unsicherheiten als Standardverfahren beim DIW Berlin und dem SVR durch.

¹³ Diese Paritäten sind auch als Kaufkraftparitäten im Cross-National Equivalent File (CNEF), das für internationale Vergleiche der Einkommensverteilung vielfach benutzt wird, abgespeichert. Vgl. Frick et al. (2008).

Abbildung 2: Ost-West-Kaufkraftparitäten 1990 bis 2008



Quelle: Krause (1994a), Statistisches Bundesamt und eigene Darstellung.

Dieses Standardverfahren wird freilich infrage gestellt, nachdem das Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR 2009) für die 393 Kreisregionen in Deutschland Preisniveaus für die Jahre 2006 bis 2008 geschätzt hat.¹⁴ Grundlage war dabei das Wägungsschema des Statistischen Bundesamtes zur Berechnung des Verbraucherpreisindex mit der Basis 2005. Zwar konnten auf der regionalen Ebene nur etwa drei Viertel des Warenkorbs abgebildet werden, regionale Datenlücken (fehlende Preise in einigen Kreisregionen) wurden aber entweder durch einen Mittelwert der umliegenden Kreisregionen ersetzt oder mithilfe von Regressionsmodellen geschätzt. Die Nutzung von Daten aus dem Zeitraum 2006 bis 2008 unterstellt, dass sich Preise in den verschiedenen Regionen in diesem Zeitraum gleichmäßig veränderten.

Deutlich zeigen die BBSR-Informationen insbesondere das relativ hohe Preisniveau von Ballungsregionen und das niedrigere Preisniveau in weiten Teilen Ostdeutschlands (vgl. für eine Kartendarstellung den Beitrag von Kawka in diesem Band).

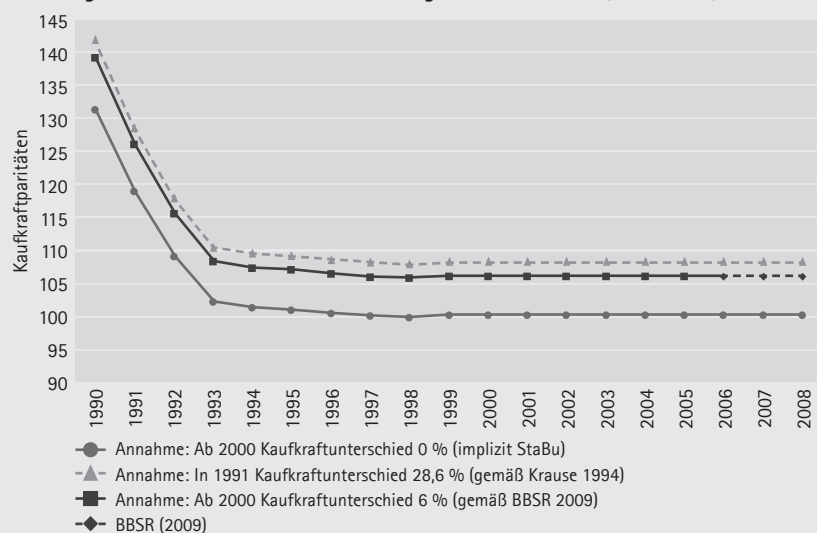
Unsere Frage lautet nun: Inwieweit sind die neuen BBSR-Berechnungen mit den bisherigen, unmittelbar nach der Vereinigung vorgelegte Berechnungen (vgl. Abschnitt 3.1 oben) kompatibel? Zu diesem Zweck kann man den für ganz Ostdeutschland aus den Kreisdaten berechenbaren Kaufkraftvorteil von etwa 106 Prozent (in den Jahren 2006 bis 2008) mithilfe der amtlichen Preisniveauveränderungen rückwärts gerichtet zur Berechnung von Kaufkraftparitäten bis hin zum Jahr 1990 benutzen. Dabei muss man für die Jahre 2008 bis 2000 von einer in Ost- und

¹⁴ Vgl. BBSR 2009 und den Beitrag von Kawka in diesem Band. Auch das Statistische Bundesamt hat – wie der vorliegende Band dokumentiert – den Bedarf zur Ermittlung (kleinräumiger) regionaler Preisunterschiede erkannt.

Westdeutschland gleichen Veränderung ausgehen, da seit dem Jahr 2000 das Statistische Bundesamt keine getrennten Zeitreihen mehr zur Verfügung stellt. Für die Jahre 1999 bis zurück zu 1990 kann man die Veränderungsraten für Ost- und Westdeutschland differenzieren.

Die Ost-West-Kaufkraftparitäten, die sich auf Grundlage der BBSR-Schätzung für die Jahre 2006 bis 2008 rückwärts gerechnet im längeren Zeitverlauf ergeben, sind in Abbildung 3 dargestellt. Für diese Jahre ist – wie oben dargestellt – aus den BBSR-Kreisdaten eine Ost-West-Kaufkraftparität von 106 Prozent errechnet worden (mittlere Linie in Abbildung 3).¹⁵ Aufgrund der vom Statistischen Bundesamt seit 2000 ausgewiesenen gleichen Preisniveauveränderungen in Ost- und Westdeutschland bleibt die Parität bis zurück zum Jahr 2000 konstant bei 106 Prozent. In den Jahren davor liegt sie höher, da die Preissteigerungsraten in Ost- und Westdeutschland verschieden waren. Die Paritäten für die 1991 bis 1999 wurden so berechnet, dass sich ab dem Jahr 2006 die Parität von 106 Prozent, die von der BBSR gemessen wird, ergibt.

Abbildung 3: Szenarien zur Kaufkraftentwicklung in Ostdeutschland (West = 100)



Quelle: Krause (1994a), BBSR (2009), Statistisches Bundesamt und eigene Darstellung.

3.3 Vergleich der Ergebnisse

Mit Abbildung 3 können die verschiedenen Preisniveau- bzw. Paritäts-Berechnungen gemeinsam betrachtet werden. Es liegen drei Zeitreihen vor:

¹⁵ Nach den im SOEP verwendeten Bevölkerungsgewichten für die einzelnen Kreisregionen wurde ein Durchschnittswert für ganz Ostdeutschland ermittelt.

- (1) die Zeitreihe der Ost-Kaufkraft*parität*, die von den Berechnungen für das Jahr 1990/91 ausgeht und nach 1999 eigentlich *abgebrochen* werden muss (vgl. Abbildung 1 oben), da keine ost-west-differenzierten Preisniveau*veränderungen* mehr vom Statistischen Bundesamt ausgewiesen werden. Setzt man die Reihe mit dem Wert der Parität in 1999 fort, dann ergibt sich die obere Linie in Abbildung 3.
- (2) die Zeitreihe der Ost-Kaufkraft*parität*, die – aufgrund der fehlenden amtlichen Differenzierung der Preisniveau*veränderungen* nach 1999 – die damit faktisch unterstellte Gleichheit der Preisniveaus in Ost- und Westdeutschland ab 2000 bis zum Jahr 1990/91 *zurückrechnet* (SOEP- und SVR-Standardverfahren) (untere Linie Abbildung 3; vgl. auch Abbildung 2 oben); und
- (3) die Zeitreihe der Ost-Kaufkraft*parität*, die auf Basis der BBSR-Berechnungen für die Jahre 2006 bis 2008 die für diesen Zeitraum ermittelte Ost-West-Kaufkraft*parität* mithilfe der von 1990 bis 1999 vorliegenden ost-west-differenzierten Preisniveau*veränderungen* und der Annahme gleicher Veränderungen seit 2000 *zurückrechnet*.

Abbildung 3 macht deutlich, dass sich aufgrund der unterschiedlichen Annahmen und Berechnungsmethoden Unterschiede für die verschiedenen Kaufkraft*paritäten* zeigen.¹⁶ Es ist klar, dass die „Standardmethode“, die Preisniveaugleichheit ab 2000 unterstellt, andere Ergebnisse liefern muss als die beiden anderen Zeitreihen. Erstaunlich ist jedoch, dass die beiden Zeitreihen (obere und mittlere Linien), die von einer höheren Kaufkraft in Ostdeutschland ausgehen (am Anfang bzw. am Ende des dargestellten Zeitraums) zu erstaunlich gleichen Niveaus zu Beginn und Ende des Betrachtungszeitraums kommen.¹⁷

Zusammenfassend sei festgehalten: In Abbildung 3 repräsentiert die unterste Linie die derzeitige amtliche Linie (Standardmethode) bei der Berechnung von Einkommensniveaus und der Einkommensverteilung. Ab dem Jahr 2000 werden aufgrund gleicher Preissteigerungs*raten* auch keine Preisniveauunterschiede zwischen Ost und West unterstellt.

Geht man hingegen von den BBSR-Berechnungen für die Jahre 2006 bis 2008 aus, die eine etwa sechs Prozent höhere Kaufkraft für Ostdeutschland ausweisen, dann ergibt die „Rückrechnung“ für das Jahr 1991 eine Ost-Kaufkraft*parität* von etwa 126 Prozent. Dem gegenüber steht für dasselbe Jahr ein Wert von 128,6 Prozent, den Krause (1994a) – wie oben dargestellt – auf Basis der Abschätzungen des DDR-Preisniveaus durch DIW und IAW (1991) errechnet hatte. Beide Werte sind erstaunlich ähnlich. Dies gilt – da für alle Berechnungsweisen die vom Statistischen

¹⁶ Vgl. für die numerischen Werte auch den Anhang.

¹⁷ Die nahezu gleichen Niveaus sind angesichts der unterschiedlichen Basis-Werte erstaunlich. Die Parallelität der Verläufe ist hingegen zwangsläufig, da für alle Zeitreihen dieselben vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Preisniveau*veränderungen* benutzt werden bzw. aufgrund fehlender Alternativen benutzt werden müssen.

Bundesamt ausgewiesenen Preisveränderungen benutzt werden – methodisch bedingt dann auch für das Ende des Betrachtungszeitraums. Legt man hingegen die Kaufkraftparität von 128,6 Prozent für das Jahr 1991¹⁸ als Stützwert zugrunde und schreibt diese Ost-West-Parität – wie ausgeführt – fort, so ergibt sich daraus ab 2000 eine Ost-West-Parität von 109,1 Prozent. Auch diese unterscheidet sich von der BBSR-Schätzung von 106 Prozent wenig. Gemessen an den Unsicherheiten, mit der beide Berechnungsmethoden der Kaufkraftdifferenzen im Jahr 1991 und 2008 verbunden sind, führen die „Vorwärts“- wie „Rückrechnung“ der Ost-Kaufkraftparität zu einem durchaus überraschend kleinen Unterschied.

4 Exemplarische Ergebnisse zur Ost-West-Einkommensverteilung für die Jahre 2005 bis 2008 auf Basis der BBR-Kaufkraftparitäten

In diesem Abschnitt wird empirisch geprüft, inwieweit der mit großer Sicherheit noch bestehende Ost-West-Unterschied in der Kaufkraft einen nennenswerten Einfluss auf Aussagen zur aktuellen Einkommensverteilung und -ungleichheit in Deutschland hat. Benutzt wird dazu die BBSR-Kaufkraftparität von 106 Prozent für Ostdeutschland, die sich – wie oben gezeigt – nur unwesentlich von einer Fortschreibung unterscheidet, die auf unsicheren Werten für 1991 aufsetzend, einen Wert von 109,1 Prozent ergibt. Der amtliche Wert von 100 Prozent erscheint in diesem Zusammenhang unplausibel.

Die hier genutzten Einkommensdaten (bedarfsgewichtete Haushaltsnettoeinkommen)¹⁹ stammen aus dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP).^{20, 21} Die im

18 Der Jahreswert von 128,6 % ist – wie oben ausgeführt – abgeleitet aus einer ermittelten Kaufkraftparität von 130,5 % im 1. Quartal 1991, bezogen auf die Haupt-Interviewmonate des SOEP.

19 Die Einkommenssituation von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung wird durch Umrechnung in sogenannte Äquivalenzeinkommen – das sind unter Bedarfsgesichtspunkten modifizierte Pro-Kopf-Einkommen – vergleichbar gemacht. Dazu werden die Haushaltseinkommen unter Verwendung einer ursprünglich von der OECD vorgeschlagenen Skala umgerechnet. Der Haushaltsvorstand erhält in der von Eurostat revidierten Fassung dabei ein Gewicht von 1; weitere erwachsene Personen haben jeweils ein Gewicht von 0,5 und Kinder von 0,3. Als Kind gilt, wer das 14. Lebensjahr noch nicht vollendet hat.

20 Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte, die seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 in Ostdeutschland jährlich durchgeführt wird; vgl. Wagner et al. 2008.

21 Fehlende Einkommenswerte werden durch Schätzwerte ersetzt. Dies gilt für den Fall, dass lediglich einzelne Angaben in sonst ausgefüllten Fragebögen fehlen (Item Nonresponse) oder bei vollständiger Verweigerung einzelner Haushaltsmitglieder in sonst befragungswilligen Haushalten (Partial Unit Nonresponse). Im letzteren Fall wird seit 2009 (rückwirkend für alle Wellen) ein aufwändiges mehrstufiges Verfahren für sechs einzelne Brutto-Einkommenskomponenten (Erwerbseinkommen, Renten sowie Transferleistungen im Falle von Arbeitslosigkeit, Ausbildung/Studium, Mutterschutz/Erziehungsgeld/Elterngeld und private Transfers) angewandt. Geschätzte Werte werden im Haushaltskontext gemeinsam mit den von den befragungswilligen Mitgliedern erhobenen Einkommensangaben einer Simulation von Steuer- beziehungsweise Sozialversicherungsabgaben unterzogen und ergeben das für die folgenden Analysen relevante verfügbare Vorjahres-Haushaltseinkommen (vgl. Frick/Grabka/Groh-Samberg 2009).

Folgenden für ein bestimmtes Jahr angegebenen Einkommen beziehen sich immer auf das jeweils vorhergehende Kalenderjahr; die Bedarfsgewichtung beruht auf der Haushaltszusammensetzung zum Befragungszeitpunkt.

Dieses Einkommen ist für den betrachteten Zeitverlauf inflationsbereinigt mithilfe des Index der Verbraucherpreise für Deutschland insgesamt. Diese Preiskorrektur bezieht sich auf das jeweilige Einkommensjahr; das heißt, bei den Vorjahreseinkommen wird der Preisindex auf das Vorjahr des Erhebungsjahres angewendet.

In einem ersten Schritt werden dabei die im SOEP erhobenen nominalen Vorjahreseinkommen mithilfe des Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamts, der bis 1999 unterschiedliche Werte für West- und Ostdeutschland ausweist, in Preise von 2005 umgerechnet.²² Dies entspricht der Vorgehensweise der langjährigen Einkommensberichterstattung auf Basis der SOEP-Daten, hier auch als Standardkorrektur bezeichnet (vgl. Frick et al. 2005; Frick/Grabka 2008; SVR 1998/99, 1999/2000, 2000/01, 2002/03, 2004/05, 2006/07, 2007/08, 2009/10). Zusätzlich zu dieser zeitlichen Preisanpassung werden in einem zweiten Schritt die regionalen Unterschiede in den Niveaus der Preise für Güter und Dienstleistungen berücksichtigt. Diese Korrektur wird für die in den Jahren 2005 bis 2008 erhobenen Einkommen vorgenommen; damit werden für diese Periode gleichbleibende regionale Preisunterschiede unterstellt. Die pauschale Anwendung des BBSR-Index für vier Beobachtungsjahre scheint akzeptabel, da auch in die Berechnung des regionalen Preisindex Daten aus dieser Periode eingehen (vgl. BBSR 2009 und Kawka in diesem Band).

In Ostdeutschland sind die bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen, ausgehend von einem recht niedrigen Niveau, in den Jahren direkt nach der Wende relativ stark gestiegen, seit 2001 wird der Abstand zu Westdeutschland jedoch eher wieder größer. Korrigiert nach der Standardmethode (s. o.: Einkommen ausgedrückt in Preisen von 2005) zeigt sich eine Tendenz der Annäherung zwischen West- und Ostdeutschland lediglich für die erste Hälfte der 90er Jahre. Mittlerweile ist der Abstand zwischen West- und Ostdeutschland wieder fast so groß wie zu Beginn der 90er Jahre. Wird die für 2005 bis 2008 mögliche Korrektur um regionale Unterschiede im Preisniveau auf der Ebene der Kreisregionen vorgenommen, ist eine deutliche Niveauanhebung für Ostdeutschland erkennbar. Der Rückstand gegenüber Westdeutschland verringert sich um rund fünf Prozentpunkte, von 21 Prozent auf 16 Prozent.

Das durchschnittliche bedarfsgewichtete Einkommen lag 2008 in Westdeutschland ohne die Berücksichtigung regionaler Preisdifferenzen bei rund 21.500 Euro (Median: 18.500 Euro), der entsprechende Wert für Ostdeutschland betrug knapp

22 Das Jahr der Bezugsbasis [2005] wird vom Statistischen Bundesamt im Allgemeinen in 5-Jahresschritten angepasst.

17.000 Euro (Median: 15.600 Euro). Nach Berücksichtigung der regionalen Unterschiede im Preisniveau sinkt der Durchschnittswert für den Westen leicht auf 21.250 Euro; für den Osten steigt er um knapp fünf Prozent auf rund 17.800 Euro (Tabelle 1).

Tabelle 1: Mittelwerte und Mediane der Vorjahreseinkommen in Ost- und Westdeutschland mit und ohne Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten

Jahr	Real ohne Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten (1)			Real mit Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten (2)			Abweichung in % zwischen (1) und (2)		
	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost
Mittelwert									
2000	20247	21023	17432	–	–	–	–	–	–
2005	20426	21326	16954	20409	21096	17758	–0,1	–1,1	4,7
2006	20360	21342	16595	20334	21105	17378	–0,1	–1,1	4,7
2007	20446	21362	16888	20392	21088	17692	–0,3	–1,3	4,8
2008	20591	21511	16957	20546	21251	17762	–0,2	–1,2	4,7
Steigerungsrate von 2000 auf 2008									
	1,70 %	2,30 %	–2,70 %	–	–	–	–	–	–
Median									
2005	17869	18540	15590	17946	18423	16431	0,4	–0,6	6,0
2006	17746	18424	15137	17908	18396	15880	0,9	–0,2	5,4
2007	17577	18260	15543	17707	18160	16358	0,7	–0,5	5,8
2008	17787	18498	15632	17888	18355	16389	0,6	–0,8	5,9

Quellen: SOEP, eigene Berechnungen.

Eine Berücksichtigung regionaler Preisunterschiede auf der Ebene der Kreisregionen beeinflusst auch die Position der einzelnen Haushalte innerhalb der gesamtdeutschen Einkommensverteilung und verändert damit das Ergebnis des Einkommensvergleichs zwischen Ost- und Westdeutschland. Ordnet man die Bevölkerung nach der Höhe der Einkommen und unterteilt sie in zehn gleich große Gruppen (Dezile), so würde – wenn es in West- und Ostdeutschland die gleichen Einkommensverteilungen gäbe – der Anteil der ostdeutschen Bevölkerung in jedem Dezil dem Anteil Ostdeutschlands an der gesamten Bevölkerung entsprechen; dieser liegt bei gut 20 Prozent (einschließlich Berlins). Tabelle 2 zeigt die tatsächlichen Relationen. Werte über (unter) eins weisen entsprechend auf eine stärkere (schwächere) Konzentration Ostdeutscher im jeweiligen Teil der Einkommensverteilung hin. Im Ergebnis zeigt sich deutlich, dass es eine Über-Repräsentation Ostdeutscher in den unteren vier bis sechs Dezilen gibt. So sind in der untersten Einkommensgruppe 2006 um die Hälfte mehr Ostdeutsche zu finden als ihrem Anteil an der gesamten Bevölkerung entspricht. Dieser Wert fällt nach der Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten auf 31 Prozent. Die Ungleich-

verteilung wird zwar durch die Berücksichtigung regionaler Preisunterschiede deutlich vermindert, bleibt aber in signifikanter Größenordnung erhalten.

Tabelle 2: Repräsentation ostdeutscher Haushalte in Einkommensgruppen

Dezile ohne Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten										
Jahr	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2005	1,54	1,29	1,22	1,27	0,98	1,03	0,89	0,81	0,55	0,39
2006	1,50	1,37	1,36	1,13	0,98	0,99	0,98	0,76	0,53	0,40
2007	1,38	1,40	1,12	1,26	1,09	1,04	0,95	0,81	0,56	0,38
2008	1,43	1,34	1,16	1,17	1,29	1,06	0,80	0,71	0,63	0,41
Dezile mit Berücksichtigung regionaler Preisdisparitäten										
Jahr	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2005	1,31	1,25	1,09	1,22	1,04	1,01	1,03	0,88	0,69	0,47
2006	1,31	1,21	1,29	1,13	1,01	1,00	1,05	0,89	0,63	0,46
2007	1,21	1,19	1,14	1,19	1,08	1,09	1,06	0,89	0,67	0,47
2008	1,30	1,16	1,17	1,02	1,21	1,21	0,88	0,78	0,79	0,49
Quellen: SOEP, eigene Berechnungen.										

Die Korrektur der Einkommensdaten um regionale Unterschiede im Preisniveau wirkt sich auf die Messergebnisse zur Ungleichheit der Einkommensverteilung nur wenig aus.²³ Der Gini-Koeffizient für Deutschland insgesamt und für die beiden Landesteile verändert sich kaum (Tabelle 3). Deutlich größer sind die Effekte dagegen bei der Messung von relativer Einkommensarmut.²⁴ Vor Berücksichtigung der regionalen Preisunterschiede zeigt sich 2008 ein leichter Anstieg der Armutsrisikoquote für Deutschland insgesamt von 13,6 Prozent auf 14,1 Prozent.²⁵ Der Anstieg ist zum größeren Teil auf die schwächere Entwicklung in Ostdeutschland zurückzuführen.²⁶ Dort ist eine Zunahme des Armutsrisikos vom Erhebungsjahr 2007 zum

23 Zur Messung der Einkommensungleichheit wird der Gini-Koeffizient benutzt. Bei perfekter Gleichheit nimmt er den Wert null an, bei perfekter Ungleichheit ist er gleich eins.

24 Der Messung des Armutsrisikos liegt der relative Armutsansatz zugrunde, wie er in der EU und der deutschen Armuts- und Reichtumsberichterstattung üblicherweise verwendet wird. Als relativ einkommensarm werden Personen bezeichnet, deren bedarfsgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen weniger als 60 Prozent des gesamtdeutschen Medianeinkommens beträgt.

25 Eine Darstellung des Armutsrisikos in Raumordnungsregionen auf der Basis des Mikrozensus findet sich in Martens (2009).

26 Laut Pressemitteilung Nr. 457 des Statistischen Bundesamtes vom 27.11.2009 zeigt sich bei der Erhebung EU-SILC für diesen Zeitraum ein stabiles Armutsrisiko von 15 Prozent. Leider erlaubt diese amtliche Erhebung für externe Nutzer keine Auswertung nach Ost- und Westdeutschland, so dass die hier analysierte regionale Entwicklung nicht verglichen werden kann. Eine umfassende Darstellung erhebungstechnischer Ursachen für die unterschiedliche Messung von Einkommensverteilung und Armut auf Basis von EU-SILC und SOEP findet sich in Frick/Krell (2009).

Jahr 2008 um ein bis zwei Prozentpunkte zu verzeichnen, je nachdem, ob regionale Preisdiskrepanzen berücksichtigt werden oder nicht.

Die differenzierte Berücksichtigung regionaler Preisunterschiede bewirkt, dass die relative Höhe der Einkommen in Ostdeutschland steigt und damit weniger Haushalte unterhalb der *Armutslinie* liegen. In Westdeutschland ist es umgekehrt. Während sich die gesamtdeutsche Armutsrate kaum ändert, steigen die Werte für Westdeutschland um knapp einen Prozentpunkt auf rund 13 Prozent, und die Armutsquote in Ostdeutschland sinkt um mehr als zwei Prozentpunkte auf Werte zwischen 17 und 19 Prozent.²⁷ Das heißt 33 bis 46 Prozent des Abstandes im Armutsrisiko zwischen West- und Ostdeutschland verschwinden durch die Korrektur des Einkommens um regionale Preisdifferenzen. Es bleibt aber ein deutlicher Unterschied zwischen beiden Landesteilen bestehen, im Erhebungsjahr 2008 hat er sich sogar wieder leicht vergrößert.

Tabelle 3: Einkommensungleichheit und relatives Armutsrisiko in Ost- und Westdeutschland

	Real ohne Berücksichtigung regionaler Preisdiskrepanzen (1)			Real mit Berücksichtigung regionaler Preisdiskrepanzen (2)			Abweichung in Prozentpunkten zwischen (1) und (2)		
	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost
Einkommensungleichheit (Gini-Koeffizient)									
2005	28,0	28,2	24,9	27,6	28,0	24,7	-1,4	-0,7	-0,7
2006	29,3	29,5	25,5	28,9	29,4	25,3	-1,3	-0,6	-0,8
2007	28,8	29,3	24,6	28,4	29,0	24,4	-1,5	-0,8	-0,8
2008	29,0	29,4	25,0	28,6	29,2	24,9	-1,3	-0,7	-0,6
Armutsrisikoquote in Prozent									
2005	13,8	12,1	20,4	13,9	12,7	18,3	0,5	5,3	-10,4
2006	14,5	12,8	21,1	14,6	13,5	18,9	0,8	5,5	-10,2
2007	13,6	12,3	18,4	13,8	13,1	16,7	2,0	6,2	-9,1
2008	14,1	12,5	20,3	14,2	13,3	17,5	0,4	6,2	-13,6
Quellen: SOEP, eigene Berechnungen.									

5 Fazit

Dieser kleine Aufsatz zeigt, dass es sich aus wissenschaftlicher Sicht lohnt, systematisch regionale Preisniveaus zu berechnen und bei der Analyse der Einkommensverteilung zu berücksichtigen.

²⁷ Die Veränderung der Armutsrisikoquote ist ein Zusammenspiel aus der Veränderung der Armutsrisikoschwelle und der Veränderung der individuellen Einkommen. Allerdings dürfte der Effekt, der durch die Verschiebung der Armutsschwelle entsteht, eher gering sein, da sich dieser Betrag nur um 46 bis 97 Euro im Jahr ändert.

Die hier vorgenommene Anwendung der vom BBSR im Jahr 2009 für die Jahre 2005 bis 2008 vorgelegten neuen Informationen zu regionalen Preisunterschieden in Deutschland führt bei den verfügbaren Haushaltseinkommen zu einer Annäherung des relativ ärmeren Ostens an den relativ reicheren Westen. Es kommt dadurch jedoch weder zu einer Veränderung des grundsätzlichen Trends der letzten Jahre noch zu einem vollständigen Ausgleich der bestehenden Unterschiede in der personellen Einkommensverteilung.

Dieser Beitrag zeigt auch, dass die unmittelbar nach der deutschen Vereinigung vorgelegten und für die Analyse der Einkommensverteilung benutzten Ost-West-differenzierten Preisniveaus und -indizes in erstaunlicher Weise mit den vom BBSR 2009 vorgelegten regional differenzierten Preisniveaus kompatibel sind. Das heißt, dass die recht grobe Abschätzung des Preisniveaus für die DDR und die neuen Bundesländer zu – im Nachhinein betrachtet – überraschend robusten Ergebnissen geführt hat. Die z. B. vom DIW Berlin in den Jahren nach der Wiedervereinigung vorgelegten Zeitreihen der Entwicklung und Verteilung der Haushaltseinkommen im Ost-West-Vergleich sind valide und für die historische Forschung voll einsetzbar.

Inzwischen hat auch das Statistische Bundesamt einen grundsätzlichen Bedarf zur Ermittlung regionaler Preisunterschiede erkannt. Der vorliegende Expertenband und der Workshop „Weißer Fleck' Regionale Preisindizes – Wie kann die Wissenslücke geschlossen werden?“ lassen erwarten, dass es künftig regional differenzierte Preisindizes geben wird.

6 Literatur

- Andorka, Rudolf, Headey, Bruce, Krause, Peter (1995): Economic and Political Imperatives in System Transformation: Hungary and East Germany 1990–1994. In: Review of Sociology of the Hungarian Sociological Association, 36. Jg., Nr. 3, S. 247–273.
- Beblo, Miriam, Irwin L. Collier and Thomas Knaus (2001): The unification bonus (malus) in postwall Eastern Germany. ZEW Discussion Paper No. 01–29. Mannheim.
- Bedau, Klaus-Dietrich, Boje, Jürgen, Gladisch, Doris, Grunert, Ruth, Schmidt; Jochen, Vortmann, Heinz (1991): Niveau und Struktur der verfügbaren Einkommen und des privaten Verbrauchs in den neuen Bundesländern. Gutachten im Auftrag des Bundesministers für Wirtschaft. Berlin: DIW Berlin.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (2009): Regionaler Preisindex. Berichte, Band 30. Bonn.
- Bundesministerium für innerdeutsche Beziehungen (1987): Materialien zum Bericht der Lage der Nation im geteilten Deutschland. Bonn.

- DIW und IAW (Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung) (1991): Einkommen und Verbrauch der privaten Haushalte in den neuen und alten Bundesländern. In: Wochenbericht des DIW, Jg. 58, Heft 29, S. 403–415.
- Egner, Ute (2003): Umstellung des Verbraucherpreisindex auf Basis 2000. Die wichtigsten Änderungen im Überblick. In: Wirtschaft und Statistik Nr. 5/2003, S. 424.
- Frick, Joachim R., Goebel, Jan, Grabka, Markus M., Krause, Peter, Schäfer, Andrea, Tucci, Ingrid, Wagner, Gert G. (2005): Zur langfristigen Entwicklung von Einkommen und Armut in Deutschland. Starke Reduktion der arbeitsmarktbedingten Ungleichheit durch sozialstaatliche Maßnahmen. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 72, Heft 4, S. 59–68.
- Frick, Joachim R., Grabka Markus M. (2008): Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 75, Heft 38, S. 556–566.
- Frick, Joachim R., Grabka, Markus M., Groh-Samberg, Olaf (2009): Dealing with Incomplete Household Panel Data in Microsimulation Models. Paper prepared for the 2nd General Conference of the International Microsimulation Association (IMA): Microsimulation: Bridging Data and Policy. Ottawa, Canada (www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.334116.de/soep_punr_2009.pdf).
- Frick, Joachim R., Jenkins, Stephen P., Lillard, Dean R., Lipps, Oliver, Wooden, Mark (2008): Die internationale Einbettung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) im Rahmen des Cross-National Equivalent File (CNEF). In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung. Jg. 77, Heft 3, S. 110–129.
- Frick, Joachim R., Krell, Kristina (2009): Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: ein Vergleich von EU-SILC und SOEP. SOEPpaper No. 237, Berlin.
- Goebel, Jan, Frick, Joachim R., Grabka, Markus (2009): Preisunterschiede mildern Einkommensgefälle zwischen West und Ost. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 76, Heft 51–52, S. 888–894.
- Goebel, Jan, Habich, Roland, Krause, Peter (2006): Einkommen – Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik. In: Statistisches Bundesamt (Hg.): Datenreport 2006. (Schriftenreihe Bd. 544). Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung, S. 607–624.
- Habich, Roland, Krause, Peter (1994): Armut. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Datenreport 1994. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung, S. 598–603.
- Headey, Bruce, Andorka, Rudolf, Krause, Peter (1995a): Political Legitimacy versus Economic Imperatives in System Transformation: Hungary and East Germany 1990–93. In: Social Indicators Research, Jg. 36, Heft 3, S. 247–273.

- Headey, Bruce, Krause, Peter und Habich, Roland (1994): The Importance of Government Policy on Income Levels and Inequality in United Germany: 1990 to 1992. In: Burkhauser, Richard V. und Wagner, Gert G. (Hrsg.): Proceedings of the 1993 International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users. Vierteljahrsheft zur Wirtschaftsforschung, Heft 1/2, S. 42–47.
- Headey, Bruce, Krause, Peter, Habich, Roland (1995b): East Germany: Rising Incomes, Unchanged Inequality and the Impact of Redistributive Government 1990–92. In: British Journal of Sociology, Jg. 46, Heft 2, S. 225–243.
- Krause, Peter (1992): Einkommensarmut in der Bundesrepublik Deutschland. In: Aus Politik und Zeitgeschichte, Heft B 49, S. 3–17.
- Krause, Peter (1993a): Einkommensarmut im vereinigten Deutschland. Diskussionspapier Nr. 93–09, Ruhr-Universität Bochum, Fakultät für Sozialwissenschaft.
- Krause, Peter (1993b): Einkommensarmut in Ostdeutschland nimmt nicht mehr zu. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 60, Heft 51–52, S. 750–752.
- Krause, Peter (1994a): Armut im Wohlstand: Betroffenheit und Folgen. DIW Diskussionspapier Nr. 88. Berlin.
- Krause, Peter (1994b): Die Einkommen in Ostdeutschland steigen weiter – auch die Einkommensarmut nimmt wieder zu. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 61, Heft 51–52, S. 867–872.
- Krause, Peter (1995): Ostdeutschland fünf Jahre nach der Einheit: Rückgang der Erwerbsbeteiligung scheint gestoppt, Einkommen gleichen sich weiter an, Armut stagniert. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 62, Heft 50, S. 863–869.
- Krause, Peter (1998): Die Entwicklung des Einkommens- und Lebensniveaus in der Transformation in Deutschland: Neue und Alte Bundesländer im Vergleich. In: Jerzy Kleer (Hg.): Transformation in den Neuen Bundesländern und Polen. Zwei Wege zur Marktwirtschaft. Friedrich-Ebert-Stiftung, Warschau, S. 265–276.
- Krause, Peter, Headey, Bruce, Habich, Roland (1992): Einkommensentwicklung der privaten Haushalte in Ostdeutschland. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 59, Heft 4, S. 35–40; nachgedruckt in: Deutschland-Archiv, Jg. 25, Heft 3.
- Lahmann, Herbert und Frick, Joachim R. (1994): Örtlicher Vergleich der Wohnungsmieten in Städten und Gemeinden im gesamten Bundesgebiet. Gutachten des DIW im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft (mimeo), Berlin.
- Martens, Rudolf (2009): Unter unseren Verhältnissen ... Der erste Armutsatlas für Regionen in Deutschland. Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband, Berlin.
- Melzer, M., Vortmann, H. (1986): Das Kaufkraftverhältnis zwischen D-Mark und Mark der DDR 1985. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 53, Nr.21, 259–268.
- Otto-Arnold, Ch. (1973): Die Kosten der Lebenshaltung in der DDR im Vergleich zur Bundesrepublik an der Jahreswende 1972/73. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 49, Nr.21.

- Otto-Arnold, Ch. (1979): Das Kaufkraftverhältnis zwischen D-Mark und Mark (DDR). Sonderheft des DIW Berlin Nr.129.
- Otto-Arnold, Ch., Vortmann, H. (1982): Das Kaufkraftverhältnis zwischen der D-Mark und der Mark der DDR Mitte 1981. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 49, Nr.3, 49–55.
- Rostin, Werner (1979): Zwischenörtlicher Vergleich der Verbraucherpreisniveaus in 31 Städten. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 6, S. 403–410.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2000): Chancen auf einen höheren Wachstumspfad. Jahresgutachten 2000/2001. http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/download/gutachten/00_ges.pdf.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2009): Die Zukunft nicht aufs Spiel setzen. Jahresgutachten 2009/10. www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/download/gutachten/ga09_ana.pdf.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: Jahresgutachten 1998/99, Jahresgutachten 1999/2000, Jahresgutachten 2000/01, Jahresgutachten 2002/03, Jahresgutachten 2004/05, Jahresgutachten 2006/07, Jahresgutachten 2007/08 und Jahresgutachten 2009/10.
- Schmidt, Jochen (1992): Kaufkraftunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. Manuskript (zitiert nach Krause 1992).
- Statistisches Bundesamt (2010): Verbraucherpreisindizes für Deutschland – Lange Reihen ab 1948 (Download 18. Feb. 2010).
- Ströhl, Gerd (1994): Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 6, S. 415–434.
- Vortmann, H., Schwartau, C. (1984): Das Kaufkraftverhältnis zwischen D-Mark und Mark der DDR 1983. Wochenbericht des DIW Berlin, Jg. 51, Nr.17, S. 193–201.
- Vortmann, H., Schwartau, C. (1985): Zur Berechnung von Verbrauchergeldparitäten zwischen D-Mark und Mark der DDR. Deutschland-Archiv, Heft 1, S. 39–47.
- Wagner, Gert G., Goebel, Jan, Krause, Peter, Pischner, Rainer, Sieber, Ingo (2008): Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). In: AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv Bd. 2, Heft 4, 2008, 301–328.

7 Anhang

Tabelle A1: Numerische Werte der verschiedenen Zeitreihen

Jahr	Annahme: Ab 2000 Kaufkraft- unterschied 0 % (implizit StaBu); Rückrechnung 1999 bis 1990 mithilfe der amtlich ausgewiese- nen Preisniveauverän- derungen in Ost- und Westdeutschland	Annahme: In 1991 Kaufkraft- unterschied 28,6 % (gemäß Krause 1994) Berechnungen 1991 bis 1999 mithilfe der amtlich ausgewiese- nen Preisniveauverän- derungen in Ost- und Westdeutschland	Annahme: Ab 2000 Kaufkraft- unterschied 6 % (gemäß BBSR 2009); Rückrechnung 1999 bis 1990 mithilfe der amtlich ausgewiese- nen Preisniveauverän- derungen in Ost- und Westdeutschland	BBSR (2009)
1990	131,3	142,0	139,2	–
1991	118,9	128,6	126,0	–
1992	109,0	117,9	115,5	–
1993	102,0	110,4	108,2	–
1994	101,2	109,4	107,2	–
1995	100,9	109,1	106,9	–
1996	100,3	108,5	106,3	–
1997	99,9	108,0	105,9	–
1998	99,7	107,9	105,7	–
1999	100,0	108,2	106,0	–
2000	100,0	108,2	106,0	–
2001	100,0	108,2	106,0	–
2002	100,0	108,2	106,0	–
2003	100,0	108,2	106,0	–
2004	100,0	108,2	106,0	–
2005	100,0	108,2	106,0	–
2006	100,0	108,2	106,0	106,0
2007	100,0	108,2	106,0	106,0
2008	100,0	108,2	106,0	106,0

Verzeichnis der Herausgeber

Eckart Hohmann, geb. 1946, ist seit 1992 Präsident des Hessischen Statistischen Landesamtes. Nach einem Studium der Rechtswissenschaften, Soziologie und Politikwissenschaft und einer Assistentenzeit am Fachbereich Rechtswissenschaft II (einstufige Juristenausbildung) der Universität Hamburg war er als Syndikus in einer Frankfurter Unternehmensberatung tätig. Daran schlossen sich Tätigkeiten als Gruppenleiter beim Hessischen Datenschutzbeauftragten (Prof. Dr. Spiros Simitis) und als Referatsleiter in der Hessischen Staatskanzlei an. Er ist Gründungsmitglied des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten, Vertreter im Ausschuss für das Europäische Statistische System und Vorsitzender der Task Force „Ziele und Indikatoren“ der hessischen Nachhaltigkeitsstrategie. Er hat Publikationen zum Datenschutz, Verwaltungsreform und Statistik veröffentlicht.

Denis Huschka, M. A. (Soziologie, Politikwissenschaften), geb. 1975, ist seit 2007 Geschäftsführer des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten. Er ist zudem Permanent Visiting Fellow beim Sozio-oekonomischen Panel am DIW in Berlin (seit 2004) und Research Associate des Institute of Social and Economic Research an der Rhodes University Grahamstown/Südafrika (seit 2006). Als wissenschaftlicher Mitarbeiter war er am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) und am Institut für Soziologie der Freien Universität Berlin tätig. Seine Forschungsinteressen liegen u. a. in den Bereichen Sozialer Wandel, Individualisierungsforschung und Lebensqualitätsforschung.

Aktuelle Veröffentlichungen:

Barometers of Quality of Life Around the Globe. How Are We Doing?, Springer, 2009 (Hg. mit Michalos, Alex C. und Valerie Møller); Quality of Life and the Millennium Challenge Advances in Quality-of-Life Studies, Theory and Research, Springer, 2008 (Hg. mit Valerie Møller); Naming Differences in Divided Germany, in: Names – A Journal of Onomastics. Volume 57, No. 4/December 2009: 208–228 (mit Jürgen Gerhards und Gert G. Wagner); Quality of life in rural areas. Processes of divergence and convergence, in: Social Indicators Research, Volume 83, Number 2/September 2007: 283–307 (mit Annette Spellerberg und Roland Habich); Social Anomie and Racial Segregation in South Africa, in: Social Indicators Research, Volume 76, Number 3/May 2006: 467–498 (mit Steffen Mau).

Joachim Möller, Prof. Dr. rer. soc. Dr. h. c., geb. 1953, ist seit Oktober 2007 Direktor des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit (BA) und seit 1991 Professor für Volkswirtschaftslehre an der Universität Regensburg. 2008 bekam er die Ehrendoktorwürde Dr. rer. pol. h. c. durch die Fakultät Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften der Leuphana Universität Lüneburg verliehen. Von 2000 bis 2003 war er im Vorstand der European Association of Labour Economists (EALE) tätig. Von 2004 bis 2008 war er gewählter Vorsitzender im Ausschuss für Regionaltheorie und -politik im Verein für Socialpolitik. Seit Oktober 2007 ist Joachim Möller Mitglied des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten und seit November 2007 Mitglied des Wissenschaftlichen Beirats des Osteuropa-Instituts Regensburg.

Aktuelle Veröffentlichungen:

The German labor market response in the world recession. De-mystifying a miracle, in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 42, H. 4, 2010: 325–336; Interrelations between the urban wage premium and firm-size wage differentials. A micro data cohort analysis for Germany, in: The Annals of Regional Science, Online First, 2009 (zusammen mit F. Lehmer); Impacts of minimum wages: a microdata analysis for the German construction sector, International Journal of Manpower, 30 (7), 2009: 716–741 (zusammen mit M. König); The Creative Class, Bohemians and Local Labor Market Performance, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 229 (2+3), 2009: 270–291 (zusammen mit A. Tubadji); Wage dispersion in Germany and the US. Is there compression from below?, in: Innovation, employment and growth policy issues in the EU and the US, Berlin: Springer, 2009: 41–59; Krivaja Zarabotnih Plat. Teorija i Empirika, in: Quantile, No. 4, 2008: 93–100 (zusammen mit A. Shilov); Regional Variations in the Price of Building Land – A Spatial Econometrics Approach for West Germany, The Annals of Regional Science, Volume 43, Issue 1, Page 113–132, Springer, 2009; The Wage Curve in Russia 1995–2005, Economics Letters, 102 (2): 90–92, Verlag ELSEVIER 2009 (zusammen mit A. Shilov).

Verzeichnis der Autorinnen und Autoren

Timm Behrmann, Dipl. Kfm., geb. 1974, studierte Betriebswirtschaftslehre an der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel. Seit 2002 ist er in der Preisstatistik des Statistischen Bundesamtes in Wiesbaden tätig. Seine Arbeitsschwerpunkte liegen im Bereich der Qualitätsbereinigungsverfahren, insbesondere der Hedonik, in der Weiterentwicklung der Stichprobe des Verbraucherpreisindex sowie in der Kommunikation von Ergebnissen der Preisstatistik.

Reiner Braun, Dr., geb. 1967, promovierte zum Thema „Vermögensbildung privater Haushalte“. Seit 1994 arbeitet er als wissenschaftlicher Mitarbeiter für die empirica AG und ist dort seit 2003 auch Mitglied des Vorstands. Zu seinen Erfahrungsschwerpunkten gehören Statistische Analysen, Sozialberichterstattung (z. B. Armuts- und Reichtumsbericht Sachsen und Sachsen-Anhalt, Thüringer Sozialbericht), Einkommens- und Vermögensanalysen, Steuer- und Sozialversicherungssysteme und Wohnungsmärkte.

Claus Christian Breuer, M.Sc. in Economics, geb. 1980, arbeitet als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Statistik der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften an der Universität Duisburg-Essen. Dort promoviert er derzeit zum Thema „Möglichkeiten und Grenzen der Ökonomischen Theorie der Indexzahlen“. Zu seinen Forschungsschwerpunkten zählen Preisstatistik und Indextheorie, räumlicher Preisniveauvergleich und allgemeine Fragen der Wirtschaftsstatistik.

Simon Deml, Dipl.-Volkswirt, geb. 1981, studierte Volkswirtschaftslehre, Statistik sowie Finanz- und Bankwirtschaft an der Humboldt-Universität zu Berlin. Während des Studiums arbeitete er im Team Wirtschaftspolitik der Hauptabteilung Politik und Beratung der Konrad-Adenauer-Stiftung in Berlin (2005–2008), im Referat Methoden und Kommunikation in der Preisstatistik des Statistischen Bundesamtes in Wiesbaden (2008, 2009) und am Institut für Bank-, Börsen-, und Versicherungswesen der Humboldt-Universität zu Berlin (2009).

Hans-Friedrich Eckey, Prof. Dr. rer. oec., geb. 1947, ist seit 1980 als Universitätsprofessor für Empirische Wirtschaftsforschung (einschließlich Ökonometrie) an der Universität Kassel tätig. Nach seiner Promotion 1973 wurde er von der Universität Bochum 1978 habilitiert. 1979 erfolgte seine Ernennung zum Professor für Empirische Wirtschafts- und Sozialforschung an der Universität Dortmund. Seine bevorzugten Forschungsgebiete sind die Empirische Wirtschaftsforschung

und Ökonometrie, Regionalökonomie, Verkehrsökonomie sowie Konjunkturtheorie und -politik.

Bernhard Faller, Dipl.-Geograph, geb. 1964, war zuletzt Geschäftsführer der empirica GmbH Bonn und Vorstand der empirica AG Berlin. In den Jahren 1997 bis 2000 war er in der Stadtverwaltung Leverkusen für die Stadtentwicklung zuständig. Seine Arbeitsschwerpunkte: Analysen und Beratungen zur (langfristigen) Stadt- und Regionalentwicklung, Immobilienwirtschaftliche Marktforschung und Investorenberatung, Regionalwirtschaftliche Folgewirkungen größerer Entwicklungsprojekte.

Joachim R. Frick, PD Dr. rer. soc., geb. 1962, arbeitet seit 1989 als wissenschaftlicher Mitarbeiter am DIW Berlin. Seit 2004 ist er Stellvertretender Leiter des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) und seit 2009 Leiter des SOEP-Forschungsdatenzentrums. 2006 erfolgte seine kumulative Habilitation für das Fach Empirische Wirtschaftsforschung an der Technischen Universität Berlin. Seine Forschungsschwerpunkte: Personelle Einkommens- und Vermögensverteilung, Sozialpolitik und Bevölkerungsökonomie.

Jan Goebel, Dr., geb. 1971, ist seit 2001 als wissenschaftlicher Mitarbeiter im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) am DIW Berlin tätig. Forschungsschwerpunkte: Einkommensverteilung und -mobilität, Regionalisierung von Surveydaten.

Georg Götz, Prof. Dr. rer. pol., geb. 1963, ist Professor für Volkswirtschaftslehre an der Justus-Liebig-Universität Gießen und seit 2007 Inhaber der Professur für Industrieökonomie, Wettbewerbspolitik und Regulierung. Er hat an der Universität Regensburg promoviert und an der Universität Wien habilitiert. Darüber hinaus war er als Sachverständiger in zahlreichen Kartellrechtsfällen und Regulierungsverfahren im Bereich der Netzsektoren, insbesondere im Telekommunikationssektor, tätig.

Markus M. Grabka, Dr. p.h., geb. 1968, studierte Soziologie und Informatik und promovierte 2004 im Fach Public Health im Rahmen des Graduiertenkollegs „Bedarfsgerechte und kostengünstige Gesundheitsversorgung“ der Deutschen Forschungsgemeinschaft an der Technischen Universität Berlin. Seit 1999 ist er wissenschaftlicher Mitarbeiter am DIW Berlin in der Abteilung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Seine Forschungsschwerpunkte: Einkommens- und Vermögensverteilung, Gesundheitsökonomie.

Christoph Helbach, Dipl.-Volkswirt, geb. 1984, ist seit 2008 Leiter des Essener Labors für Experimentelle Wirtschaftsforschung (elfe) und wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität Duisburg-Essen, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Lehrstuhl Quantitative Wirtschaftspolitik. Zuvor war er als Forschungshilfskraft bei empirica GmbH Bonn tätig. Seine Forschungsgebiete sind: Empirische Wirtschaftsforschung, Experimentelle Wirtschaftsforschung, Angewandte Ökonometrie.

Rupert Kawka, Dr. rer. nat., geb. 1969, studierte Geographie und Volkswirtschaftslehre und arbeitet seit 2004 als wissenschaftlicher Projektleiter beim Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung und ist als Lehrbeauftragter an der Universität Leipzig sowie als Gutachter für die GTZ in China tätig. Zuvor war er wissenschaftlicher Angestellter an den Universitäten Heidelberg und Frankfurt sowie im Institut für Wirtschaftsforschung Halle. Ausgewählte Forschungsprojekte: Mitarbeit an den Raumordnungsberichten 2005 und 2010, Neue Leitbilder der Raumentwicklung, Regionaler Preisindex, Europäischer Metropolfunktionsindex.

Reinhold Kosfeld, Prof. Dr. rer. pol., geb. 1953, ist derzeit apl. Professor und Leiter des Fachgebiets Statistik, Institut für Volkswirtschaftslehre an der Universität Kassel. Er promovierte 1984 an der Universität Essen, seine Habilitation erfolgte 1996 an der Universität Kassel. Seine bevorzugten Forschungsgebiete sind: Regionale Wirtschaftsforschung, Räumliche Ökonometrie und Multivariate statistische Methoden.

Peter Krause, Dr. rer. soc., geb. 1956, ist seit 1989 wissenschaftlicher Mitarbeiter im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) am DIW Berlin. Zuvor war er als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Sonderforschungsbereich 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“ tätig. Er promovierte 1995 an der Ruhr-Universität Bochum. Seine Forschungsschwerpunkte: Soziale Ungleichheit und Dynamik, Capabilities und Lebensqualität.

Thomas Krauskopf, Dipl.-Volkswirt, geb. 1983, arbeitete während seines Studiums als studentischer Mitarbeiter am Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie an der Justus-Liebig-Universität Gießen. Seit 2009 ist er als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Finanzwissenschaft II der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster tätig. Seine Forschungsschwerpunkte: economic geography, environmental economics, happiness economics, sports economics.

Stefan Linz, Dr., geb. 1966, studierte Volkswirtschaftslehre an der Universität Mainz, die Promotion erfolgte 2001. Zwischen 1998 und 2000 war er als wissenschaftlicher Mitarbeiter im Forschungsinstitut für Wirtschaftspolitik an der Universität Mainz und anschließend im Institut für Forschung und Entwicklung des Statistischen Bundesamtes tätig. Seit 2001 arbeitet er im Bereich Preisstatistik beim Statistischen Bundesamt, seit 2002 als Leiter des Referats Methoden und Kommunikation in der Preisstatistik.

Thomas Oesch, M.Sc. in Economics (Universität Bern und Toulouse), geb. 1979, ist Ökonom im Büro für arbeits- und sozialpolitische Studien BASS, Bern. Seine Forschungsschwerpunkte: Forschungsarbeiten auf den Gebieten der Sozialen Sicherheit, der Berufsbildung und des Arbeitsmarktes.

Markus Schärer, lic. et mag. rer. pol., geb. 1956, studierte Volkswirtschaftslehre an der Universität Bern. Nach einigen Jahren Tätigkeit als Ökonom in der eidgenössischen Bundesverwaltung ist er seit 1986 als Lehrer und Dozent an der Wirtschafts- und Kaderschule Bern tätig. Im Büro für arbeits- und sozialpolitische Studien BASS arbeitet er seit 2001 als Projektleiter. Zu seinen Forschungsschwerpunkten zählen: Fragen der Sozialen Sicherheit, der Berufsbildung, des Arbeitsmarktes und Fragen der Umverteilung und Steuern.

Martina Schübler, Dipl.-Handelslehrerin, geb. 1982, arbeitete zunächst als Privatkundenberaterin bei der Citibank AG und der Commerzbank AG. Seit 2005 ist sie als freiberufliche Dozentin im Fachbereich Statistik an der Hessischen VWA/BA Kassel tätig. Seit 2009 ist sie Studienreferendarin für Wirtschaft, Verwaltung und Politik an den Beruflichen Schulen Bebra und wissenschaftliche Mitarbeiterin im Fachbereich Statistik an der Universität Kassel.

Berit Stoyanov (geb. Meinhard), Dr. rer. pol., geb. 1975, promovierte an der Otto Beisheim Graduate School of Management in Koblenz. Derzeit ist sie als Analystin der DIW econ – das Beratungsunternehmen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin tätig. Zuvor war sie wissenschaftliche Mitarbeiterin im Institut für Volkswirtschaftslehre und Wirtschaftsrecht an der TU Berlin. Ihre Arbeits- und Forschungsschwerpunkte sind: Wirtschafts- und Finanzpolitik, Entwicklungs- und Migrationspolitik, Familien- und Sozialpolitik, Energie- und Rohstoffversorgung.

Andreas Vater, Dipl.-Geograph, geb. 1980, ist seit 2007 bei der empirica GmbH Bonn beschäftigt und seit 2008 zudem selbständig im Projektteam von wikisquare.de

tätig. Zu seinen Arbeits- bzw. Forschungsschwerpunkten gehören: Digitale Kommunikation, Praktischer Einsatz geographischer Informationssysteme, Datenmanagement, geostatistische Analysen, Open Source Technologien und kartographische Präsentationsformen.

Peter von der Lippe, Prof. i. R. Dr. rer. pol., geb. 1942, promovierte 1971 an der Philipps Universität Marburg über „Statistische Methoden zur Messung der sozialen Schichtung“. Von Januar 1976 bis 2007 war er Professor für Statistik an der Universität Essen (jetzt Duisburg-Essen). Seine Forschungsschwerpunkte: Wirtschaftsstatistik, insbesondere Preisstatistik und Indextheorie.

Gert G. Wagner, Prof. Dr. rer. oec., geb. 1953, ist seit 1989 Leiter des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) am DIW Berlin und seit 2002 Professor für Volkswirtschaftslehre an der TU Berlin. Seit 2008 ist er auch Max-Planck-Fellow am MPI für Bildungsforschung in Berlin. Von 1992 bis 2002 war er Lehrstuhlinhaber an der Ruhr-Universität Bochum und der Europa Universität Viadrina, Frankfurt (Oder). Er ist Vorsitzender der Zensuskommission der Bundesregierung, Mitglied des Statistischen Beirats und Gründungsmitglied sowie Vorsitzender des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten. Seine aktuellen Forschungsschwerpunkte: Surveymethodik, Sozio-oekonomisches Verhalten.

Peter Winker, Prof. Dr. rer. pol., geb. 1965, war Associate Professor an der International University in Germany und Professor für Wirtschaftswissenschaften an der Universität Erfurt. 2006 übernahm er den Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie an der Justus-Liebig-Universität Gießen. Er ist Koordinator des Marie-Curie-Netzwerkes COMISEF, geschäftsführender Herausgeber der Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Associate Editor von Computational Statistics and Data Analysis und Elected Council member of the European Regional Section der International Association for Statistical Computing (IASC).

Kurzfassungen

Timm Behrmann, Simon Deml, Stefan Linz

Verwendung von Einzeldaten aus der Verbraucherpreisstatistik für regionale Preisvergleiche

Mit der Berechnung des Verbraucherpreisindex liegen monatlich umfassende und detaillierte Informationen über die Preisentwicklung im Zeitablauf vor. Besteht die Fragestellung jedoch darin, zu einem gegebenen Zeitpunkt die Unterschiede im Preisniveau verschiedener Regionen zu untersuchen, so sind gegenwärtig in Deutschland keine ausreichenden Informationen verfügbar.

Zur Berechnung des Verbraucherpreisindex werden in den verschiedenen Städten Deutschlands unterschiedliche Produkte für die Preisbeobachtung ausgewählt. Wegen der regionalen Unterschiede bei der Produktauswahl sind die Preisbeobachtungen des Verbraucherpreisindex nur bedingt für einen räumlichen Preisvergleich geeignet.

In der Studie wird am Beispiel von 14 Güterarten untersucht, ob durch nachträgliche Selektion vergleichbarer Produkte eine ausreichende Zahl von Preisbeobachtungen aus den Daten der Verbraucherpreisstatistik herausgefiltert werden kann. Weiterer Untersuchungsgegenstand ist die Qualitätsbereinigung für heterogene Produkte der Verbraucherstatistik.

Die Ergebnisse der Studie zeigen, dass bei der Verwendung enger Produktspezifikationen für die nachträgliche Selektion vergleichbarer Produkte in den regionalen Unterstichproben jeweils zu wenige Preisbeobachtungen für einen zwischenörtlichen Preisvergleich übrig bleiben. Weitet man die Produktspezifikationen aus, so steigt die Anzahl der verfügbaren Preisbeobachtungen, die Unterstichproben sind dann jedoch zu heterogen und die Preise nicht mehr vergleichbar. Qualitätsbereinigungen für heterogene Produkte sind theoretisch möglich, aber sehr aufwändig. Ein Einsatz für den zwischenörtlichen Preisvergleich ist höchstens dort sinnvoll, wo sie ohnehin in der Verbraucherpreisstatistik für den zeitlichen Preisvergleich implementiert wurden.

Bernhard Faller, Christoph Helbach, Andreas Vater, Reiner Braun

Möglichkeiten zur Bildung eines Regionalindex Wohnkosten unter Verwendung von Angebotsdaten

Wohnkosten spielen im Kontext regionaler Preisindizes eine entscheidende Rolle. Mieterhaushalte geben fast während des gesamten Lebenszyklus rund 20 Prozent ihres Nettoeinkommens für das Wohnen aus (Kaltmiete). Auch sind die regiona-

len Unterschiede, beispielsweise zwischen München und peripheren Regionen Ostdeutschlands, erheblich. In Deutschland sind zudem mehr als 50 Prozent aller Kredite mit Immobilien abgesichert, wodurch Immobilienpreise und ihre Entwicklung zu einem zentralen Bestandteil der Finanzmarktstabilität und damit auch der Konjunktur werden. Vor diesem Hintergrund liefert die Expertise einen Überblick über heutige Möglichkeiten der Preisbeobachtung im Segment der Wohnkosten. Dazu werden zunächst die Anforderungen an eine solche Preisbeobachtung – also einen Wohn- bzw. Immobilienpreisindex – diskutiert, wobei öffentliche Akteure im Fokus stehen. Anschließend werden bestehende Daten sowie Ansätze einer Indexberechnung mit Blick auf diese Anforderungen untersucht. Schließlich wird eine Indexbildung auf der Basis von Angebotsdaten erprobt und die Ergebnisse kritisch diskutiert. Hierfür wird zunächst diskutiert, inwiefern sich diese Daten trotz möglicher Abweichungen der Transaktionspreise zur Indexbildung eignen und inwiefern eine Korrektur der Angebotsdaten möglich ist. Im Ergebnis liegt ein bundesweiter regionaler Immobilienpreisindex auf Basis sowohl bereinigter als auch unbereinigter Angebotsdaten vor.

Jan Goebel, Peter Krause, Joachim R. Frick, Markus M. Grabka, Gert G. Wagner
*Eine exemplarische Anwendung der regionalisierten Preisniveau-Daten
 des BBSR auf die Einkommensverteilung für die Jahre 2005 bis 2008
 – zugleich eine Dokumentation verschiedener Preisniveau-Zeitreihen für
 das vereinigte Deutschland*

Die aktuellen Berechnungen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) sind die neuesten, jedoch nicht die einzigen statistischen Kennzahlen zu regionalen Preisniveaus in Deutschland. Dieser Aufsatz dokumentiert die unmittelbar nach der Wiedervereinigung und in den 1990er Jahren vom DIW Berlin vorgenommenen Kaufkraftparitäten-Berechnungen für Ost- und Westdeutschland. Es wird gezeigt, dass sie weitgehend kompatibel mit den späteren Berechnungen des BBSR sind. Und die Ergebnisse beider Methoden weichen deutlich von der Annahme des Statistischen Bundesamtes eines einheitlichen Preisniveaus seit 1999 in Ost- und Westdeutschland ab. Exemplarisch werden die von dem BBSR geschätzten regionalen Preisunterschiede für eine Analyse der Einkommensverteilung in Deutschland benutzt. Im Ergebnis führt dies bei den verfügbaren Haushaltseinkommen zu einer Annäherung des relativ ärmeren Ostens an den relativ reicheren Westen. Es kommt zwar weder zu einer Veränderung des grundsätzlichen Trends der letzten Jahre, noch zu einem vollständigen Ausgleich der bestehenden Unterschiede, trotzdem scheint auch für künftige Analysen der personellen Einkommensverteilung eine systematische Berechnung und Einbeziehung der regionalen Preisniveaus lohnend zu sein.

Georg Götz, Thomas Krauskopf, Peter Winker

Die Bestimmung regionaler Preisindizes – das Beispiel Österreich

Der vorliegende Aufsatz stellt österreichische Studien aus den Jahren 2004 und 2005 vor, die regionale Preisindizes auf Ebene der (österreichischen) Bundesländer und Bezirke abgeleitet haben. Neben der Präsentation der Vorgehensweise und Ergebnisse dieser Studien liegt der Schwerpunkt der Arbeit auf deren statistischer Evaluierung. Untersucht wird dabei insbesondere die Frage, inwieweit eine auf wenige Güter beschränkte Erhebung zu aussagekräftigen Ergebnissen führt. Es wird gezeigt, dass der Preisindexschätzer eines aus neun Gütern bestehenden Bündels die Varianz eines auf Basis von siebenzig Gütern abgeleiteten Preisindex zu mehr als 95 Prozent erklären kann. Wichtig ist allerdings eine geeignete Auswahl der Güter. Die statistische Analyse kann hier a priori Vermutungen unterstützen und gegebenenfalls korrigieren. Unsere Resultate unterstreichen die besondere Bedeutung, die der Kategorie Wohnen im Hinblick auf die regionalen Preisniveaus zukommt. Ein weiterer Schwerpunkt dieses Aufsatzes liegt darauf, wie eine bestehende Datenbasis zur Optimierung zukünftiger Studien zur Bestimmung regionaler Preisindizes verwendet werden kann. Wir betrachten eine einfache Anwendung mit nur zwei Güterkategorien und demzufolge sehr beschränktem Optimierungspotenzial. Je nachdem ob die Qualität bei gegebenen Kosten maximiert oder die Kosten bei gegebener Qualität minimiert werden sollen, kann man zeigen, dass schon in diesem Szenario Kosteneinsparungen bzw. Qualitätsverbesserungen im Ausmaß von 6–7 Prozent durch eine optimierte Ausgestaltung der Erhebung erreichbar sind.

Rupert Kawka

Die Erhebung von regionalen Preisunterschieden in Deutschland

Die Berechnung von regionalen Preisunterschieden ist datenintensiv. Sofern nicht eigene Erhebungen vor Ort durchgeführt werden können, ist es nötig, nach Informationen basierend auf den Angaben Dritter zu suchen und ihren Nutzen einzuschätzen. Eine Studie des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung hat in 2009 einen regionalen Preisindex für Deutschland vorgestellt. Dies ist das erste Mal seit 1942, dass die regionalen Preisunterschiede flächendeckend für das heutige Bundesgebiet verfügbar sind. Der Artikel stellt die Annahmen dar und diskutiert die methodischen Schritte. Zudem wertet er das Ergebnis aus und interpretiert die regionalen Preisunterschiede in Deutschland.

Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey, Martina Schübler

Ökonometrische Messung regionaler Preisniveaus auf der Basis örtlich beschränkter Erhebungen

Obwohl die Unterschiede in den Lebenshaltungskosten über die Zeit hinweg eine entscheidende Rolle in der Theorie und Politik der Regionalökonomik spielen, sind vergleichbare regional disaggregierte Preisindizes für Deutschland wie auch für andere EU-Staaten nicht verfügbar. Bei der Messung räumlicher Disparitäten der Lebenshaltungskosten schätzen Aten und Heston (2005) räumliche Preisniveaus, indem sie regionale ökonometrische Modelle mit nationalen Verbraucherpreisindizes kalibrieren. Ihr nachfrageorientierter Ansatz lässt jedoch regionale Wirkungen der erklärenden Variablen außer Betracht. Unsere Studie nimmt den ökonometrischen Ansatz auf und erweitert die bisherigen Arbeiten in verschiedener Hinsicht.

Die in dieser Expertise ermittelten räumlichen Preisniveaus basieren auf regionalen ökonometrischen Preismodellen für den Verbraucherpreisindex ohne Wohnungsbereich und für den Mietwohnungsindex, die mit einem Nutzenmaximierungsansatz aus einem Zwei-Güter-Modell abgeleitet worden sind. Das Verbraucherpreisindexmodell ohne den Wohnungsbereich ist mit Daten aus dem letzten Preisvergleich von 50 ausgewählten deutschen Städten aus 1993 kalibriert (Ströhl 1994). Mietpreisdaten sind für alle 439 deutschen Kreise am aktuellen Rand der Untersuchungsperiode durch das Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) verfügbar. Prädiktionen für den Verbraucherpreisindex ohne den Wohnungsbereich (VPM-M), einen Index für Wohnungsmieten (MPI) und den Verbraucherpreisindex insgesamt (VPI) auf dem NUTS 3-Niveau sind im Zeitraum 1995–2004 mit den numerisch spezifizierten ökonometrischen Preismodellen vorgenommen worden.

Thomas Oesch und Markus Schärer

Regionale Preisindizes in der Schweiz – welche Verfahren lassen sich auf Deutschland übertragen?

Unterschiede in den Preisen für Konsumgüter und Dienstleistungen werden heute weder in Deutschland noch in der Schweiz umfassend ausgewiesen. Die vorliegende Studie zeigt die methodischen Schwierigkeiten eines Preisniveauevergleichs und die Datenlage in der Schweiz.

Für drei Regionen der Schweiz werden bereits bisher regionale Preisindizes berechnet und veröffentlicht. Die Erfahrungen zeigen, dass mit kleinen Anpassungen und Datenergänzungen auch regionale Preisindizes berechnet werden können.

Unterschiedliche Preise für identische Güter können in einer Marktwirtschaft mittel- und langfristig auftreten, wenn die Güter nicht (oder nur mit hohen Kosten) transportierbar sind. Für die Schweiz wurden regionale Preisunterschiede für Wohnungsmieten, Transportdienstleistungen, Treibstoffe, Essen und Getränke in Gaststätten empirisch nachgewiesen.

Die folgenden Fragen müssten vor einer Umsetzung eines interregionalen Preisniveauevergleichs in der Schweiz geklärt werden:

- Die heutigen Erhebungsregionen in der Schweiz müssen für einen interregionalen Vergleich neu definiert und die Zahl der Regionen und die Anzahl der Preiserhebungen erhöht werden.
- Die Auswahl der Güter muss präzisiert werden, für einen Preisniveauevergleich ist eine einheitliche Definition und genaue Qualitätskontrolle unerlässlich.
- Für einige Dienstleistungen (z. B. öffentliche Transportdienstleistungen, Freizeit und Kultur) müssen regional unterschiedliche Qualitäten des Angebots mit berücksichtigt werden.
- Regionale Preisniveaunterschiede werden maßgeblich durch regional stark unterschiedliche Wohnkosten bestimmt. Dabei müssen regional sehr unterschiedliche Qualitäten des Wohnens berücksichtigt werden. Dieser zentrale Problembereich könnte in der Schweiz z. B. mit einem hedonischen Modell gelöst werden.

Berit Stoyanov

Regionale Preisvergleiche – eine Darstellung internationaler Verfahren anhand von fünf Praxisbeispielen

Vor dem Hintergrund, den Erhebungsaufwand regionaler Preisunterschiede in Deutschland zu verringern und damit eine kontinuierliche Berichterstattung zu ermöglichen, werden in diesem Beitrag die methodischen Herangehensweisen auf internationaler Ebene dargestellt und verglichen. Einführend wird auf die letzte Erhebung in Deutschland in den 1990er Jahren eingegangen. Neben der methodischen Herangehensweise, der Darstellung der Berichtsgemeinden und dem gütersystematischen Wägungsschema werden die Preisrepräsentanten, die dem regionalen Preisvergleich zugrunde lagen, sowie die Indexformel näher erläutert. In gleicher Weise werden beispielhaft die Länder Australien, Großbritannien und die USA diskutiert. Abschließend erfolgt die Darstellung des methodischen Ansatzes der Weltbank. Letztere verwendet zur Wahrung der Ergebnistransitivität in multilateralen Preisvergleichen für EU/OECD Länder die EKS-Methode (Eltetö/Köves/Szulc), für alle anderen Länder die CPRD-Methode (Country-Product-Representativity-Dummy), um die Preisverhältnisse zwischen den Ländern bei fehlenden Preisrepräsentanten auf der Ebene der Güteruntergruppen ermitteln zu können.

Im internationalen Vergleich wird deutlich, dass regionale Preisvergleiche in kürzeren oder sogar regelmäßigen zeitlichen Abständen durchgeführt werden, wobei auch privatwirtschaftliche Lösungen wie bspw. in den USA Berücksichtigungen finden.

Abschließend wird auf die Fragestellung eingegangen, inwiefern Zusatzerhebungen im Zuge der Verbraucherpreisindexerhebungen notwendig sind und ob das vorhandene Datenmaterial der Verbraucherpreisstatistiken methodisch angepasst werden könnte.

Peter von der Lippe und Claus Christian Breuer

Konzept für ein wirtschaftliches System periodischer regionaler Preisindizes

– Möglichkeiten zur Gewinnung regionaler Daten über Mieten und Immobilienpreise

Neben der laufenden monatlichen Verbraucherpreisstatistik, die dem intertemporalen Preisvergleich dient, ist in der letzten Zeit ein wachsendes Interesse an amtlichen regionalen Preisniveauvergleichen festzustellen. Für das Statistische Bundesamt (StBA) stellt sich daher die Frage, wie ein solcher regionaler Preisniveauvergleich methodisch korrekt und mit möglichst geringen zusätzlichen Kosten in das bestehende System der Preisstatistik integriert werden kann. Dabei spielen wegen ihres großen Beitrags zu der Höhe der privaten Konsumausgaben und ihrer sehr unterschiedlichen regionalen Verteilung besonders die Preise für Güter aus dem Bereich „Wohnen“ eine große Rolle. Diese Expertise soll daher die Frage klären, inwiefern für diesen Bereich bestehende amtliche und nichtamtliche Datenquellen zur Berechnung eines regionalen Preisindexes genutzt werden können. Hierzu wird zunächst auf die speziellen Anforderungen an Preisdaten beim interregionalen Preisniveauvergleich im Gegensatz zum intertemporalen Preisniveauvergleich eingegangen. Nach der detaillierten Vorstellung möglicher amtlicher und nichtamtlicher Datenquellen zu Immobilienpreisen und Wohnungsmieten, werden diese auf ihre Eignung anhand eines speziell für diesen Zweck formulierten Axiomsystems getestet. Abschließend werden Handlungsempfehlungen für eine Harmonisierung und methodische Weiterentwicklung der nichtamtlichen Datenquellen gegeben, die eine Nutzung für die amtliche Statistik ermöglichen würden.

Abstracts

Timm Behrmann, Simon Deml, Stefan Linz

Using Consumer Price Statistics Data for Regional Price Comparisons

The calculation of the Consumer Price Index for Germany (CPI) provides comprehensive and detailed information regarding the price development over time every month. However, if differences in the price level across regions in Germany have to be analysed at a given point in time, sufficient information is not available at present.

To calculate the consumer price index, different products are selected for price observation in the German regions. Due to these regional differences concerning the product selection, price observations of the consumer price index are only suitable to a limited extent for a spatial price comparison.

This study analyses 14 example product types to explore if a sufficient number of price observations remains after an ex-post selection of inter-regionally comparable products. A further subject of the study is the quality adjustment for heterogeneous products of the consumer price statistics.

The results of the study show that too few price observations remain in the regional sub-samples for the spatial price comparison after an ex-post selection of comparable products with tight specifications. If product specifications are broadened, the number of available price observations increases. However, then sub-samples are too heterogeneous and prices are not comparable. Theoretically, quality adjustments for heterogeneous products are feasible, but entail a high effort. An application of quality adjustment methods in spatial price comparisons seems only reasonable in areas for which quality adjustment methods are already implemented in consumer price statistics.

Bernhard Faller, Christoph Helbach, Andreas Vater, Reiner Braun

Possibilities for Creating a Regional Price Index of Living Costs by Using Supply Data

Housing costs play a decisive role in the context of regional price indices. German households spend nearly 20 % of their net-income for housing (excluding utilities). However, the regional distinctions, e.g., between Munich and peripheral regions in Eastern parts of Germany, are significant. In addition, in Germany more than 50 % of all loans are secured with property. Thus, real estate prices and their development become an essential component of financial stability and the entire economic situation. Against this background, this study gives an overview about today's possibilities of price monitoring in the segment of housing costs. For this purpose,

the paper first discusses the demands on price monitoring – with respect to housing and real estate price indices alike – focusing in particular on public stakeholders. Subsequently, existing data as well as the rudiments of index calculation referring to these demands are analyzed. Towards the end, the indexation of "offer prices" is tested and the results are critically discussed. In this subparagraph, the discussion centers around in what respect these data are suitable for indexation (in spite of their variations) and to what extent a correction of the data is possible. The result is a nationwide regional real estate price index based on adjusted as well as unadjusted data.

Jan Goebel, Peter Krause, Joachim R. Frick, Markus M. Grabka, Gert G. Wagner
An Exemplary Application of the BBSR's Regionalized Price Level Data to Income Distribution from 2005 to 2008 and a Documentation of Different Price Level Time Series for United Germany

The current calculations of the Federal Institute for Research on Building, Urban Affairs and Spatial Development (BBSR – Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung) for regional price levels within the Federal Republic of Germany are the most recent, but not the only statistics of their kind. This paper presents data calculated by the German Institute for Economic Research (DIW Berlin – Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) immediately after reunification and during the 1990s on the purchasing power parity between East and West Germany. It will be shown that these calculations are to a large extent compatible with the calculations of the BBSR. Notably, the results of both approaches deviate significantly from the assumption of the German Federal Statistical Office (Statistisches Bundesamt) that since 1999 there exists only one unitary price level in East and West Germany. As an example of the implications of these different approaches, the regional price differences, as estimated by the BBSR, are used to analyze the distribution of income in Germany. The result of this approach indicates a stronger convergence of the relatively poorer East and relatively richer West in terms of disposable income as it was the case in earlier estimations. However, this result implies no change in the fundamental trend observed over the previous years. For the purpose of future calculations of the distribution of income in Germany, the systematic calculation and incorporation of regional price differences seems nonetheless desirable.

Georg Götz, Thomas Krauskopf, Peter Winker

Estimating Regional Price Indices – An Application to Austria

This paper presents studies from 2004 and 2005, which derived regional price indices for Austrian federal states and districts. Apart from the documentation of the results, the focus is on the statistical evaluation of the design of these studies. The paper examines whether results based on a limited sample of products are representative. We show that a price index estimator based on a basket consisting of nine goods and services explains 95 % of the variance of a price index based on 70 goods and services. Basket composition turns out to be important and selection based on a priori presumptions can be augmented by statistical tests. Our results stress the importance of housing costs for regional price levels. A second focus of the paper is on how to use a given database to optimize the design of future studies on regional price levels. We consider a situation with only two categories of goods and, therefore, a rather limited potential for changes in the design. However, we show that by optimally redesigning the survey compared to the original studies, one can achieve cost savings in the order of magnitude of 6–7 percent. Alternatively, one might achieve quality improvements in terms of the index variance for a given cost level.

Rupert Kawka

Investigating Regional Price Differences in Germany

The calculation of regional price indices demands much data. If an own survey in the regions themselves is not possible to compile the information, it is necessary to search for other sources provided by third persons. In this case, the quality of the data has to be estimated. A study of the Federal Institute for Research of Building, Urban Affairs and Spatial Development presented a regional price index for Germany in 2009. This was the first time since 1942 that regional price differences for the whole federal territory are available. The article shows the basic assumptions and discusses the methodological steps. Furthermore, it presents the results for Germany and interprets them.

Reinhold Kosfeld, Hans-Friedrich Eckey, Martina Schüßler

Econometric Measurement of Regional Price Levels on the Basis of Localized Survey Data

Although disparities in cost of living across space play a crucial role in regional economics and policy, comparable disaggregated regional price levels are not available for either Germany or for other EU countries. In measuring spatial disparities

in standard of living, Aten and Heston (2005) estimate regional price levels using spatial-econometric models calibrated with national consumer price indices. Their demand-orientated approach disregards regional effects of explanatory variables. Our study takes up the econometric approach and extends present research in different respects.

The price and income comparisons are based on econometric regional price models for the consumer price index without housing (CPI-H) and the housing rent index (HRI). They are derived from utility maximization of consumers in a two-goods model. The CPI model without housing is calibrated using data on the latest price comparison of 50 selected German cities in 1993 (Ströhl 1994). Data on housing rents are available for all 439 German districts at the current fringe of the sample period from the Federal Office for Building and Regional Planning (BBR). Estimates for CPI without housing, housing rents and overall price level at the NUTS 3 level for the period 1995–2004 are obtained from numerical specified econometric price models.

Thomas Oesch and Markus Schärer

Regional Price Indices in Switzerland – Which Methods Could be Used in Germany?

Differences in the prices of consumer goods and services are not thoroughly accounted for in either Germany or Switzerland. This study demonstrates the methodological difficulties associated with comparing contrasting price levels. It also describes current limitations of data records in Switzerland.

Regional price indices are already calculated and published for three regions in Switzerland. Experience shows that regional price indices can be calculated with the assistance of minor adjustments and data supplements.

Different prices for identical goods can arise in a market economy in the middle and long-run when these goods cannot be transported – or only at a great cost. For Switzerland, regional price differences for apartment rents, transport services, fuel, food, and beverages have all been empirically proven.

The following issues must be clarified before an interregional price level comparison can be undertaken in Switzerland:

- For the purposes of an interregional comparison, the presently defined regional boundaries for the collection of data must be redefined. Additionally, the number of regions and conducted price surveys should be increased.
- The selection of goods included in the price indices must be precisely specified, for any meaningful interregional price level comparison requires a strictly uniform definition. Moreover, stringent quality control is required to ensure that surveyed goods are exactly those included in the index definition.

- For several services (for example, public transport, recreational pursuits, and cultural activities), differences in quality across regions must be accounted for.
- Regional price level differences are determined by the considerably regional differences in housing costs; however, one must also consider the vast differences in the quality of housing across regions. This issue could be resolved in Switzerland by, for example, the use of a hedonic model.

Berit Stoyanov

Regional Price Comparisons – A Documentation of Methodologies Used Worldwide Based on 5 Practical Examples

Developing regional price indices takes enormous effort due to the requirement that only the same kind of products can be compared. In order to contribute to the simplification of creating regional price indices and thus, the facilitation of continuous monitoring of regional price level developments in Germany, this article will provide an overview and comparison of international experiences and methodological approaches. Starting from the regional price surveys conducted in Germany during the 1990s, other countries such as Australia, Great Britain, and the United States of America will be discussed regarding basic price concepts, representativity, comparability, brands, quality, and methods of quality adjustment. Additionally, the methodological approach of the World Bank will be outlined. This approach uses the EKS method (Eltető/Köves/Szulc) for EU/OECD countries and the Country-Product-Representativity-Dummy (CPRD) method for any other country in order to maintain the transitivity of results in multilateral price comparisons.

International comparisons make clear that other regional price surveys are conducted in shorter time horizons or more regular intervals than in Germany. Moreover, international comparison reveals that in some countries, such as in the United States, private solutions are additionally taken into account to calculate regional price indices.

Finally, the article discusses to which extent additional surveys are required to supplement consumer price index surveys and whether the existing data of consumer price index statistics could be modified for use in regional price comparisons.

Peter von der Lippe and Claus Christian Breuer

The Concept of an Economic System of Periodic Regionalized Price Indices – Possibilities for Attaining Regionalized Data on Rents and Real Estate Prices

Recently the need for information about regionally differentiated price levels has been claimed by different statistics user groups. To answer these needs, the Federal

Statistical Office of Germany is thinking about implementing currently conducted interregional price level comparisons in their program of price statistics. So the question of how to select the necessary price data for such a price index has become an important matter. Due to the very high costs of primary data collection, the willingness to use already existing data out of official and nonofficial statistics for the new interregional price level comparisons is high. Especially for real estate prices a multitude of commercial data collectors already exists. The aim of our article is to give an overview about all these potential data sources and to evaluate them by the strong requirements of official price statistics.

First, the article shows the general importance of the homogeneity of the selected items in the interregional price level comparison. Second, the special requirements concerning data sources for housing prices are being discussed. For this purpose, a system of 10 axioms is postulated that should preferably be fulfilled by the data source used to calculate interregional price index numbers. Later on, these axioms are tested on all the potential data sources from official and nonofficial statistics presented in the article. The first data sources described in detail are the price collection for the intertemporal consumer price statistics and the house price index of the Federal Statistical Office of Germany. Other surveys of the Federal Statistical Office of Germany which contain data on dwelling characteristics and housing prices are described in the second section. Section three gives a wide overview of potential nonofficial, i.e. commercial, data sources on regional real estate and rental data available in Germany. After testing all potential data sources by the 10 axioms postulated, no clear winner could be identified in the last section. But several nonofficial data providers have the potential to be considered as data suppliers for official statistics after a harmonization of their methodology with the special requirements of interregional price level comparisons.